



Universidad Autónoma  
de Madrid

**TESIS DOCTORAL**

**Vínculo entre saldo fiscal y endeudamiento privado:  
propuesta analítica y estudio empírico**

Eduardo Garzón Espinosa

Directores

Javier Salinas Jiménez  
Bibiana Medialdea García

Madrid, 2020

A mis padres: Isabel y Alberto

# ÍNDICE GENERAL

ÍNDICE GENERAL .....	4
ÍNDICE DE GRÁFICOS .....	9
ÍNDICE DE TABLAS .....	12
ÍNDICE DE DIAGRAMAS .....	15
PRESENTACIÓN Y AGRADECIMIENTOS .....	16
RESUMEN .....	19
ABSTRACT .....	20
CAPÍTULO 1. PLANTEAMIENTO GENERAL: MOTIVACIÓN, HIPÓTESIS, RELEVANCIA Y ESTRUCTURA DE LA INVESTIGACIÓN .....	21
CAPÍTULO 2. FUNDAMENTACIÓN TEÓRICA.....	24
1. LITERATURA SOBRE EL SALDO FISCAL Y EL IMPACTO ECONÓMICO DE LAS POLÍTICAS FISCALES .....	24
1.1 La demanda efectiva y los multiplicadores fiscales de Keynes.....	24
1.2 Efectos no keynesianos de la política fiscal .....	26
1.3 Efectos expansivos no keynesianos .....	30
1.4 Composición de la consolidación fiscal .....	31
1.5 Consolidación fiscal con altos niveles de deuda pública.....	34
1.6 Cambios tras 2008: crisis, austeridad autoderrotada y tipos de interés cercanos a cero	35
1.7 Factores institucionales.....	38
1.8 Reglas fiscales .....	39
1.9 Saldo fiscal y saldo por cuenta corriente .....	43
2. LOS TRES SALDOS SECTORIALES .....	45
2.1 Modelos Flujo-Stock Consistente (SFC) .....	46
2.2 Distintas aplicaciones de los modelos SFC .....	49
3. TEORÍA SOBRE BOOMS CREDITICIOS .....	53
3.1 Hipótesis de inestabilidad financiera de Minsky .....	55
4. APLICACIÓN DE LOS MODELOS SFC AL BOOM DE CRÉDITO .....	59
5. CONCLUSIÓN .....	62
CAPÍTULO 3. CRITERIOS METODOLÓGICOS.....	64
1. HERRAMIENTA BÁSICA: SISTEMA DE CUADRANTES.....	65
1.1 Sistema de cuadrantes y reglas fiscales de la Unión Europea .....	66
2. BASES DE DATOS.....	68
3. DETECCIÓN DE BOOMS CREDITICIOS .....	70
4. TRATAMIENTO DE DATOS .....	70
5. ANÁLISIS ECONOMETRICO .....	71
CAPÍTULO 4. EXPLORACIÓN DE ECONOMÍAS NACIONALES: APLICACIÓN DEL SISTEMA DE CUADRANTES .....	73
1. ELECCIÓN DE MUESTRA DE PAÍSES .....	73
2. APLICACIÓN DEL GRÁFICO DE CUADRANTES .....	80
2.1 Ciclos económicos .....	82
2.2 Detección de países en cuadrante IVd .....	84
3. EXPLORACIÓN DE BOOMS DE CRÉDITO.....	89

CAPÍTULO 5. ANÁLISIS DESCRIPTIVO Y ECONOMETRICO DE PAÍSES .....	95
1. FINLANDIA .....	95
1.1 Análisis descriptivo .....	95
1.2 Análisis econométrico .....	98
2. SUECIA.....	100
2.1 Análisis descriptivo .....	100
2.2 Análisis econométrico .....	103
3. NORUEGA .....	105
4. DINAMARCA .....	107
4.1 Análisis descriptivo .....	107
4.2 Análisis econométrico .....	109
5. REINO UNIDO.....	111
5.1 Análisis descriptivo .....	111
5.2 Análisis econométrico .....	115
6. MÉXICO .....	120
6.1 Análisis descriptivo .....	120
6.2 Análisis econométrico .....	123
7. COREA .....	125
7.1 Análisis descriptivo .....	125
8. HONG KONG.....	126
8.1 Análisis descriptivo .....	126
9. INDONESIA .....	128
9.1 Análisis descriptivo .....	128
9.2 Análisis econométrico .....	130
10. TAILANDIA.....	131
10.1 Análisis descriptivo .....	131
11. MALASIA .....	133
11.1 Análisis descriptivo .....	133
11.2 Análisis econométrico .....	136
12. FILIPINAS.....	138
12.1 Análisis descriptivo .....	138
12.2 Análisis econométrico .....	141
13. BANGLADÉS .....	142
13.1 Análisis descriptivo .....	142
14. CHILE .....	145
14.1 Análisis descriptivo .....	145
14.2 Análisis econométrico .....	147
15. PERÚ .....	149
15.1 Análisis descriptivo .....	149
15.2 Análisis econométrico .....	152
16. ESTADOS UNIDOS.....	155
16.1 Análisis descriptivo .....	155
16.2 Análisis econométrico .....	157
17. CANADÁ.....	159
17.1 Análisis descriptivo .....	159
17.2 Análisis econométrico .....	161
18. EGIPTO .....	163
18.1 Análisis descriptivo .....	163
18.2 Análisis econométrico .....	166
19. MARRUECOS.....	166
19.1 Análisis descriptivo .....	166
19.2 Análisis econométrico .....	171
20. HONDURAS .....	174
20.1 Análisis dsriptivo .....	174
20.2 Análisis econométrico .....	176



21.	ECUADOR .....	178
21.1	Análisis descriptivo .....	178
22.	ESPAÑA .....	180
22.1	Análisis descriptivo .....	180
22.2	Análisis econométrico .....	184
23.	IRLANDA.....	185
23.1	Análisis descriptivo .....	185
24.	ISLANDIA.....	187
24.1	Análisis descriptivo .....	187
24.2	Análisis econométrico .....	190
25.	CHIPRE .....	193
25.1	Análisis descriptivo .....	193
25.2	Análisis econométrico .....	197
26.	ESTONIA.....	199
26.1	Análisis descriptivo .....	199
26.2	Análisis econométrico .....	205
27.	LETONIA .....	207
27.1	Análisis descriptivo .....	207
27.2	Análisis econométrico .....	213
28.	LITUANIA.....	215
29.	BULGARIA .....	216
29.1	Análisis descriptivo .....	216
29.2	Análisis econométrico .....	220
30.	MOLDAVIA .....	222
30.1	Análisis descriptivo .....	222
30.2	Análisis econométrico .....	225
31.	ESLOVENIA .....	227
31.1	Análisis descriptivo .....	227
31.2	Análisis econométrico .....	231
32.	SERBIA, MONTENEGRO Y KOSOVO .....	233
32.1	Análisis descriptivo .....	233
33.	BOSNIA Y HERZEGOVINA .....	237
33.1	Análisis descriptivo .....	237
33.2	Análisis econométrico .....	241
34.	MACEDONIA .....	243
34.1	Análisis descriptivo .....	243
34.2	Análisis econométrico .....	247
35.	AUSTRALIA .....	249
35.1	Análisis descriptivo .....	249
35.2	Análisis econométrico .....	252
36.	NUEVA ZELANDA.....	254
36.1	Análisis descriptivo .....	254
36.2	Análisis econométrico .....	257
37.	SUDÁFRICA .....	261
37.1	Análisis descriptivo .....	261
37.2	Análisis econométrico .....	264
38.	KAZAJISTÁN .....	265
39.	CAMBOYA .....	267
39.1	Análisis descriptivo .....	267
39.2	Análisis econométrico .....	270
40.	COSTA RICA .....	272
40.1	Análisis descriptivo .....	272
40.2	Análisis econométrico .....	275
41.	NICARAGUA.....	277
41.1	Análisis descriptivo .....	277

41.2	Análisis econométrico .....	279
42.	PANAMÁ .....	281
42.1	Análisis descriptivo .....	281
42.2	Análisis econométrico .....	284
43.	RECAPITULACIÓN .....	287
43.1	Europa septentrional en la década de 1980.....	289
43.2	Sudeste asiático en la década de 1990 .....	290
43.3	Latinoamérica en la década de 1990.....	291
43.4	Países anglosajones en la década de 1990 .....	292
43.5	Europa periférica .....	293
43.6	Europa del Este .....	293
43.7	Oceanía .....	294
43.8	África y Asia.....	295
43.9	Latinoamérica en el siglo XXI.....	295
43.10	Excepciones.....	296
CAPÍTULO 6. CONCLUSIONES FINALES .....		298
1.	RECAPITULACIÓN Y RESULTADOS DE LA INVESTIGACIÓN.....	298
2.	PRINCIPALES APORTACIONES .....	302
3.	AGENDA DE INVESTIGACIÓN.....	304
REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....		306
ANEXO.....		357
1.	Lista de paraísos fiscales elaborada por el Parlamento Europeo.....	357
2.	Procedimiento de Desequilibrio Macroeconómico .....	359
3.	Resultados econométricos .....	362
3.1	Finlandia .....	362
3.2	Suecia.....	367
3.3	Dinamarca.....	372
3.4	Reino Unido.....	376
3.5	México .....	386
3.6	Indonesia.....	391
3.7	Malasia.....	395
3.8	Filipinas .....	400
3.9	Chile.....	404
3.10	Perú .....	409
3.11	Estados Unidos .....	418
3.12	Canadá .....	422
3.13	Marruecos .....	430
3.14	Honduras.....	440
3.15	España.....	445
3.16	Islandia.....	449
3.17	Chipre .....	458
3.18	Estonia .....	463
3.19	Letonia .....	473
3.20	Bulgaria.....	477
3.21	Moldavia .....	481
3.22	Eslovenia.....	486
3.23	Bosnia y Herzegovina.....	490
3.24	Macedonia del norte .....	495
3.25	Australia.....	499
3.26	Nueva Zelanda .....	503
3.27	Sudáfrica .....	514
3.28	Camboya .....	519
3.29	Costa Rica.....	524

3.30	Nicaragua.....	529
3.31	Panamá.....	533

## ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico 1. Sistema de cuadrantes aplicado a la muestra completa de países y años .....	80
Gráfico 2. Sistema de cuadrantes aplicado a la muestra completa de países y años, simplificado .....	81
Gráfico 3. Cumplimiento de la regla del déficit público del 3% del PIB. Sistema de cuadrantes y pesos para la muestra total .....	82
Gráfico 4. Sistema de cuadrantes aplicado a los periodos 1995-2007 y 2008-2016, simplificado .....	83
Gráfico 5. Cumplimiento de la regla del déficit público del 3% del PIB. Sistema de cuadrantes y pesos para los periodos 1995-2007 y 2008-2016.....	84
Gráfico 6. Saldos sectoriales de Finlandia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016.....	95
Gráfico 7. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Finlandia. Datos en porcentaje. 1981-2017.....	97
Gráfico 8. Impulso- respuesta de la variable $dt$ a $st$ (Cholesky dof ajustado) .....	99
Gráfico 9. Saldos sectoriales de Suecia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016 .....	100
Gráfico 10. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Suecia. Datos en porcentaje. 1981-2017.....	102
Gráfico 11. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $D(dt)$ (Cholesky dof ajustado).....	105
Gráfico 12. Saldos sectoriales de Noruega. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016.....	106
Gráfico 13. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Noruega. Datos en porcentaje. 1981-2017.....	106
Gráfico 14. Saldos sectoriales de Dinamarca. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016 .....	107
Gráfico 15. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Dinamarca. Datos en porcentaje. 1981-2017.....	109
Gráfico 16. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $D(dt)$ (Cholesky dof ajustado).....	111
Gráfico 17. Saldos sectoriales del Reino Unido. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1972-2017. ....	112
Gráfico 18. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Reino Unido. Datos en porcentaje. 1972-2017.....	115
Gráfico 19. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $D(dt)$ (Cholesky dof ajustado).....	116
Gráfico 20. Respuesta de $D(dt)$ a un impulso $st$ (Cholesky dof ajustado) .....	117
Gráfico 21. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $D(dt)$ (Cholesky dof ajustado).....	118
Gráfico 22. Respuesta de $D(dt)$ a un impulso $st$ (Cholesky dof ajustado) .....	118
Gráfico 23. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $D(dt)$ (Cholesky dof ajustado).....	119
Gráfico 24. Respuesta de $D(dt)$ a un impulso $st$ (Cholesky dof ajustado) .....	120
Gráfico 25. Saldos sectoriales de México. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1979-2016.....	121
Gráfico 26. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en México. Datos en porcentaje. 1981-2017.....	122
Gráfico 27. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $dt$ (Cholesky dof ajustado).....	124
Gráfico 28. Saldos sectoriales de Corea. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1976-2017 .....	125
Gráfico 29. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Corea. Datos en porcentaje. 1976-2017.....	126
Gráfico 30. Saldos sectoriales de Hong Kong. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1981-2016.....	127
Gráfico 31. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Hong Kong. Datos en porcentaje. 1979-2017.....	127
Gráfico 32. Saldos sectoriales de Indonesia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1985-2016 .....	128
Gráfico 33. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Indonesia. Datos en porcentaje. 1983-2017.....	129
Gráfico 34. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $dt$ (Cholesky dof ajustado).....	131
Gráfico 35. Saldos sectoriales de Tailandia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2017.....	132
Gráfico 36. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Tailandia. Datos en porcentaje. 1985-2017.....	132
Gráfico 37. Saldos sectoriales de Malasia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1990-2016 .....	134
Gráfico 38. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Malasia. Datos en porcentaje. 1990-2016.....	136
Gráfico 39. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $dt$ (Cholesky dof ajustado).....	138
Gráfico 40. Saldos sectoriales de Filipinas. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1989-2016.....	139
Gráfico 41. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Filipinas. Datos en porcentaje. 1981-2016.....	140
Gráfico 42. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	142
Gráfico 43. Saldos sectoriales de Bangladés. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016 .....	143

Gráfico 44. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Bangladés. Datos en porcentaje. 1981-2017.....	144
Gráfico 45. Saldos sectoriales de Chile. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1975-2016 .....	145
Gráfico 46. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Chile. Datos en porcentaje. 1984-2016.....	146
Gráfico 47. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	149
Gráfico 48. Saldos sectoriales de Perú. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1977-2017.....	150
Gráfico 49. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Perú. Datos en porcentaje. 1990-2016.....	151
Gráfico 50. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	153
Gráfico 51. Respuesta de la variable $\Delta dt$ a un impulso de $st$ (Cholesky dof ajustado).....	155
Gráfico 52. Saldos sectoriales de Estados Unidos. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1972-2016 .....	155
Gráfico 53. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en los Estados Unidos. Datos en porcentaje. 1972-2017.....	156
Gráfico 54. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $D(dt)$ (Cholesky dof ajustado).....	158
Gráfico 55. Saldos sectoriales de Canadá. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016.....	159
Gráfico 56. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Canadá. Datos en porcentaje. 1981-2017.....	160
Gráfico 57. Saldos sectoriales de Egipto. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1999-2017 .....	163
Gráfico 58. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Egipto. Datos en porcentaje. 1987-2015.....	165
Gráfico 59. Saldos sectoriales de Marruecos. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1990-2016.....	167
Gráfico 60. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Marruecos. Datos en porcentaje. 1991-2017.....	168
Gráfico 61. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	172
Gráfico 62. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	173
Gráfico 63. Saldos sectoriales Honduras. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1990-2015 .....	174
Gráfico 64. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Honduras. Datos en porcentaje. 1990-2017.....	176
Gráfico 65. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	178
Gráfico 66. Saldos sectoriales de Ecuador. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2016.....	178
Gráfico 67. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Ecuador. Datos en porcentaje. 1981-2017.....	179
Gráfico 68. Saldos sectoriales de España. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016. ....	180
Gráfico 69. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en España. Datos en porcentaje. 1981-2017.....	182
Gráfico 70. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	185
Gráfico 71. Saldos sectoriales de Irlanda. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2016.....	186
Gráfico 72. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Irlanda. Datos en porcentaje. 1981-2017.....	186
Gráfico 73. Saldos sectoriales de Islandia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1977-2016 .....	187
Gráfico 74. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Islandia. Datos en porcentaje. 1971-2017.....	189
Gráfico 75. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	191
Gráfico 76. Respuesta de $D(dt)$ a un impulso $st$ (Cholesky dof ajustado) .....	193
Gráfico 77. Saldos sectoriales de Chipre. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1976-2016.....	194
Gráfico 78. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Chipre. Datos en porcentaje. 1995-2017.....	195
Gráfico 79. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $dt$ (Cholesky dof ajustado).....	198
Gráfico 80. Saldos sectoriales de Estonia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2016.....	199
Gráfico 81. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Estonia. Datos en porcentaje. 1993-2017.....	201
Gráfico 82. Saldos sectoriales de Letonia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2017.....	208
Gráfico 83. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Letonia. Datos en porcentaje. 1996-2017.....	210
Gráfico 84. Respuesta de la variable $st$ a un impulso de $D(dt)$ (Cholesky dof ajustado).....	215
Gráfico 85. Saldos sectoriales de Lituania. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2016.....	215
Gráfico 86. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Lituania. Datos en porcentaje. 1994-2017.....	216
Gráfico 87. Saldos sectoriales de Bulgaria. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1998-2016.....	216

Gráfico 88. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Bulgaria. Datos en porcentaje. 1992-2017 .....	218
Gráfico 89. Respuesta de st a un impulso D(dt) (Cholesky dof ajustado) .....	221
Gráfico 90. Saldos sectoriales de Moldavia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2016 .....	222
Gráfico 91. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Moldavia. Datos en porcentaje. 2000-2017 .....	223
Gráfico 92. Respuesta de la variable st a un impulso de dt (Cholesky dof ajustado) .....	226
Gráfico 93. Saldos sectoriales de Eslovenia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2017 .....	227
Gráfico 94. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Eslovenia. Datos en porcentaje. 1992-2017 .....	228
Gráfico 95. Respuesta de la variable st a un impulso de D(dt) (Cholesky dof ajustado) .....	232
Gráfico 96. Saldos sectoriales de Serbia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 2000-2016 .....	234
Gráfico 97. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Serbia. Datos en porcentaje. 1998-2017 .....	235
Gráfico 98. Saldos sectoriales de Bosnia y Herzegovina. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1998-2016. ....	237
Gráfico 99. Crecimiento interanual de deuda privada en Bosnia y Herzegovina por meses. Datos en porcentaje. 1998.1-2020.5 .....	239
Gráfico 100. Respuesta de la variable st a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	242
Gráfico 101. Saldos sectoriales de Macedonia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1997-2017 .....	243
Gráfico 102. Crecimiento interanual de deuda privada en Macedonia. Datos en porcentaje. 1996-2016 .....	245
Gráfico 103. Respuesta de la variable st a un impulso de D(dt) (Cholesky dof ajustado) .....	248
Gráfico 104. Saldos sectoriales de Australia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1988-2016 .....	250
Gráfico 105. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Australia. Datos en porcentaje. 1981-2017 .....	250
Gráfico 106. Respuesta de la variable st a un impulso de D(dt) (Cholesky dof ajustado) .....	253
Gráfico 107. Saldos sectoriales de Nueva Zelanda. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1985-2017 .....	254
Gráfico 108. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Nueva Zelanda. Datos en porcentaje. 1985-2017 .....	255
Gráfico 109. Respuesta de la variable st a un impulso de dt (Cholesky dof ajustado) .....	258
Gráfico 110. Respuesta de la variable st a un impulso de dt (Cholesky dof ajustado) .....	259
Gráfico 111. Respuesta de la variable st a un impulso de dt (Cholesky dof ajustado) .....	260
Gráfico 112. Saldos sectoriales de Sudáfrica. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1972-2016 .....	261
Gráfico 113. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Sudáfrica. Datos en porcentaje. 1993-2017 .....	262
Gráfico 114. Respuesta de la variable st a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	265
Gráfico 115. Saldos sectoriales de Kazajistán. Datos en porcentaje sobre el PIB. 2002-2016 .....	266
Gráfico 116. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Kazajistán. Datos en porcentaje. 1996-2017 .....	266
Gráfico 117. Saldos sectoriales de Camboya. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1996-2016 .....	267
Gráfico 118. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Camboya. Datos en porcentaje. 1994-2017 .....	269
Gráfico 119. Respuesta de la variable st a un impulso de $\Delta(dt)$ .....	272
Gráfico 120. Saldos sectoriales de Costa Rica. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1990-2016 .....	272
Gráfico 121. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Costa Rica. Datos en porcentaje. 1998-2017 .....	274
Gráfico 122. Respuesta de la variable st a un impulso de dt (Cholesky dof ajustado) .....	276
Gráfico 123. Saldos sectoriales de Nicaragua. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1996-2016 .....	277
Gráfico 124. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Nicaragua. Datos en porcentaje. 1995-2017 .....	278
Gráfico 125. Respuesta de la variable st a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	280
Gráfico 126. Saldos sectoriales de Panamá. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1993-2015 .....	281
Gráfico 127. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Panamá por trimestres. Datos en porcentaje. 1999.3-2020.1 .....	283
Gráfico 128. Respuesta de la variable st a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	286
Gráfico 129. Respuesta de la variable st a un impulso de $\Delta(dt)$ (Cholesky dof ajustado) .....	287

## ÍNDICE DE TABLAS

Tabla 1. Matriz de balances .....	47
Tabla 2. Matriz de transacciones y flujos .....	48
Tabla 3. Bases de datos para los saldos sectoriales y características principales .....	68
Tabla 4. Lista de países que cumplen el criterio de selección y su peso mundial en PIB expresado en paridad de poder adquisitivo .....	74
Tabla 5. Lista completa de países a analizar.....	77
Tabla 6. Promedios y pesos relativos de cada cuadrante para cada uno de los tres saldos. Muestra completa .....	81
Tabla 7. Promedios y pesos relativos de cada cuadrante para cada uno de los tres saldos. Períodos 1995-2007 y 2008-2016.....	83
Tabla 8. Lista de economías en cuadrante IVd. Años en cuadrante IVd, años totales y años en superávit público.....	85
Tabla 9. Distribución de las economías en función del número de años en cuadrante IVd sobre el total de años.....	86
Tabla 10. Lista del grupo 1 del cuadrante IVd atendiendo a diferentes características.....	87
Tabla 11. Lista del grupo 2 del cuadrante IVd atendiendo a diferentes características.....	88
Tabla 12. Lista del grupo 3 del cuadrante IVd atendiendo a diferentes características.....	89
Tabla 13. Periodos en los que las economías han estado en el cuadrante IV .....	89
Tabla 14. Estudios empíricos sobre booms crediticios.....	90
Tabla 15. Países del cuadrante IVd incluidos en los estudios empíricos sobre booms crediticios.....	91
Tabla 16. Estudios empíricos sobre expansiones del crédito .....	92
Tabla 17. Países del cuadrante IVd incluidos en los estudios empíricos sobre expansiones del crédito .....	93
Tabla 18. Prueba de Cointegración de Johansen 1980q1-1991q4. Intervalos de retrasos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5 .....	99
Tabla 19. Estimación del VECM 1980q1-1991q4 .....	99
Tabla 20. Prueba de Cointegración de Johansen 1980q1-1991q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4.....	104
Tabla 21. Estimación del VECM 1980q1-1991q4 .....	104
Tabla 22. Prueba de Cointegración de Johansen 1980q1-1989q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2 .....	110
Tabla 23. Estimación del VECM 1980q1-1989q4 .....	110
Tabla 24. Prueba de Cointegración de Johansen 1980q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5 .....	116
Tabla 25. Estimación del VECM 1980q1-2001q4 .....	116
Tabla 26. Prueba de Cointegración de Johansen 1980q1-1991q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2 .....	117
Tabla 27. Estimación del VECM 1980q1-1991q4 .....	118
Tabla 28. Prueba de Cointegración de Johansen 1992q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1 .....	119
Tabla 29. Estimación del VECM 1992q1-2001q4 .....	119
Tabla 30. Prueba de Cointegración de Johansen 1983q1-1994q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 5 a 5 .....	124
Tabla 31. Estimación del VECM 1983q1-1994q4 .....	124
Tabla 32. Prueba de Cointegración de Johansen 1985q1-1997q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2 .....	130
Tabla 33. Estimación del VECM 1985q1-1997q4 .....	130
Tabla 34. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-1997q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4.....	137
Tabla 35. Estimación del VECM 1990q1-1997q4 .....	137
Tabla 36. Prueba de Cointegración de Johansen 1987q1-1997q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1 .....	141
Tabla 37. Estimación del VECM 1987q1-1997q4 .....	142
Tabla 38. Prueba de Cointegración de Johansen 1983q1-1997q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5, 6 a 6 .....	148
Tabla 39. Estimación del VECM 1983q1-1997q4 .....	148
Tabla 40. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-1998q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4 .....	153
Tabla 41. Estimación del VECM 1990q1-1998q4 .....	153

Tabla 42. Prueba de Cointegración de Johansen 2007q1-2014q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5, 6 a 6, 8 a 8 .....	154
Tabla 43. Estimación del VECM 2007q1-2014q4 .....	154
Tabla 44. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1 .....	158
Tabla 45. Estimación del VECM 1990q1-2001q4 .....	158
Tabla 46. Prueba de Cointegración de Johansen 1985q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 4 a 4 .....	161
Tabla 47. Estimación del VAR 1985q1-2001q4.....	162
Tabla 48. Prueba de causalidad de Granger en el VAR .....	162
Tabla 49. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5 .....	171
Tabla 50. Estimación del VECM 1990q1-2001q4 .....	172
Tabla 51. Prueba de Cointegración de Johansen 2001q4-2008q4. 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5, 6 a 6 .....	173
Tabla 52. Estimación del VECM. 2001q4-2008q4 .....	173
Tabla 53. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5 .....	177
Tabla 54. Estimación del VECM 1990q1-2001q4 .....	177
Tabla 55. Prueba de Cointegración de Johansen 1995q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 4 a 4 .....	184
Tabla 56. Estimación del VECM 1995q1-2008q4 .....	184
Tabla 57. Prueba de Cointegración de Johansen 1976q1-1984q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5 .....	191
Tabla 58. Estimación del VECM 1976q1-1984q4 .....	191
Tabla 59. Prueba de Cointegración de Johansen 1995q1-2008q4 Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 4 a 4, 5 a 5.....	192
Tabla 60. Estimación del VECM 1995q1-2008q4 .....	192
Tabla 61. Prueba de Cointegración de Johansen 1999q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 3 a 3, 4 a 4, 6 a 6, 7 a 7 .....	198
Tabla 62. Estimación del VECM 1999q1-2008q4 .....	198
Tabla 63. Prueba de Cointegración de Johansen 2000q1-2008q4. Intervalos de retrasos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2 .....	205
Tabla 64. Estimación del VECM 2000q1-2008q4 .....	206
Tabla 65. Prueba de Cointegración de Johansen 1995q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1 .....	206
Tabla 66. Estimación del VECM 1995-2008q4 .....	207
Tabla 67. Prueba de Cointegración de Johansen 1999q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 2 a 2; 3 a 3 .....	214
Tabla 68. Estimación del VECM 1999q1-2008q4 .....	214
Tabla 69. Prueba de Cointegración de Johansen 1999q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 3 a 3 .....	221
Tabla 70. Estimación del VECM 1999q1-2008q4 .....	221
Tabla 71. Prueba de Cointegración de Johansen 1995q1-2008q4 Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5 .....	226
Tabla 72. Estimación del VECM 1995q1-2008q4 .....	226
Tabla 73. Prueba de Cointegración de Johansen 1999q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, .....	232
Tabla 74. Estimación del VECM 1999q1-2008q4 .....	232
Tabla 75. Prueba de Cointegración de Johansen 1997q3-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5 .....	242
Tabla 76. Estimación del VECM 1997q1-2008q4 .....	242
Tabla 77. Prueba de Cointegración de Johansen 1997q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1 .....	248
Tabla 78. Estimación del VECM 1997q1-2008q4 .....	248
Tabla 79. Prueba de Cointegración de Johansen 1992q1-2008q4 Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1; 7 a 7 .....	253
Tabla 80. Estimación del VECM 1992q1-2008q4 .....	253
Tabla 81. Prueba de Cointegración de Johansen 1985q1-2017q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 5 a 5 .....	257



Tabla 82. Estimación del VECM. 1985q1-2017q4 .....	258
Tabla 83. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-1997q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1 .....	259
Tabla 84. Estimación del VECM. 1990q1-1997q4 .....	259
Tabla 85. Prueba de Cointegración de Johansen 2000q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5 .....	260
Tabla 86. Estimación del VECM 2000q1-2008q4.....	260
Tabla 87. Prueba de Cointegración de Johansen 2001q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4.....	264
Tabla 88. Estimación del VECM 2001q1-2008q4 .....	264
Tabla 89. Prueba de Cointegración de Johansen 1993q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5 .....	271
Tabla 90. Estimación del VECM 1993q1-2008q4 .....	271
Tabla 91. Prueba de Cointegración de Johansen 1991q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5 .....	276
Tabla 92. Estimación del VECM 1991q1-2008q4 .....	276
Tabla 93. Prueba de Cointegración de Johansen 1991q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1 .....	280
Tabla 94. Estimación del VECM 1991q1-2008q4 .....	280
Tabla 95. Prueba de Cointegración de Johansen 1998q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1 .....	285
Tabla 96. Estimación del VECM 1998q1-2008q4 .....	285
Tabla 97. Prueba de Cointegración de Johansen 2002q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1 .....	286
Tabla 98. Estimación del VECM 2002q1-2008q4 .....	286
Tabla 99. Economías en cuadrante IV agrupadas por el final de su episodio crediticio .....	288
Tabla 100. Casos de economías que suelen registrar superávit fiscal y superávit por cuenta corriente.....	300
Tabla 101. Casos de economías que sólo han registrado superávit fiscal conjuntamente con déficit por cuenta corriente .....	300
Tabla 102. Casos de economías que no sólo han registrado superávit fiscal conjuntamente con déficit por cuenta corriente.....	301

## ÍNDICE DE DIAGRAMAS

Diagrama 1. Vínculo teórico entre concesión de créditos bancarios y mejora del saldo público .....	61
Diagrama 2. Sistema de cuadrantes con saldo fiscal y privado.....	65
Diagrama 3. Sistema de cuadrantes con saldo fiscal, privado y corriente.....	66
Diagrama 4. Sistema de cuadrantes con los seis espacios delimitados .....	66
Diagrama 5. Sistema de cuadrantes con los espacios de superávit fiscal.....	67
Diagrama 6. Sistema de cuadrantes con los espacios que respetan las reglas fiscales europeas.....	67

## PRESENTACIÓN Y AGRADECIMIENTOS

La elección del tema abordado en esta tesis está marcada profundamente por la aparición en mi vida de la denominada “Teoría Monetaria Moderna”, algo que ocurrió en torno al año 2012 gracias a una recomendación de mi compañero de la asociación ATTAC Jorge Amar. Sin llegar aquella a merecer siquiera el calificativo de “teoría”, y a pesar de no suponer un marco analítico bien delimitado y sólido, lo cierto es que rompió muchos de los planteamientos teóricos con los que me había acercado a la realidad económica desde mi primera formación en este ámbito (que no se distanciaba mucho en el tiempo, pues databa de 2007). Recuerdo que mientras leía el libro “Siete fraudes inocentes capitales de política económica” de Warren Mosler pensaba que o ese autor me estaba tomando el pelo o que buena parte de lo que había aprendido en economía hasta el momento era sencillamente falso. Finalmente, tras leer más libros y trabajos enmarcados en la Teoría Monetaria Moderna, llegué a la conclusión de que la segunda opción era la que más se ajustaba a la realidad.

Creo importante recalcar que eso no quiere decir que aquel fuese mi primer acercamiento a la economía crítica o heterodoxa. De hecho, desde el primer momento de mi aproximación al mundo económico (e incluso antes) y especialmente gracias a la influencia de mi hermano Alberto Garzón y de la asociación de Economía Crítica, enfoques tan poco convencionales como el marxista, el poskeynesiano, el feminista o el ecologista formaron parte de mi formación. Sin embargo, lo que iba viendo en la Teoría Monetaria Moderna impugnaba una parte fundamental de esta economía heterodoxa (no digamos ya de la economía ortodoxa), y eso era lo que más me fascinaba. Concretamente esa parte era la referente a la dimensión fiscal, monetaria y financiera. Yo, que me creía más o menos vacunado frente a muchas de los irreales planteamientos de la economía convencional, constataba con sorpresa y horror que el mundo heterodoxo también adolecía de importantes fallas analíticas y que caía en los mismos errores que el mundo ortodoxo (unos errores que, casualmente, iban a favor de los intereses del *statu quo* y de la élite). Fue entonces cuando me di cuenta de que la Teoría Monetaria Moderna presentaba un enorme campo de investigación y de exploración que no sólo hacía posible detectar importantes hallazgos académicos sino que también se presentaba muy útil de cara a la transformación política.

De todas las posibilidades de investigación que iba detectando constaté que una de ellas se ajustaba bastante bien a una tesis doctoral por su potente sustento teórico y su elegancia formal: la de los saldos sectoriales derivada del enfoque de los modelos Stock-Flujo Consistentes. Además, también descubrí que existía un vacío académico no rellenado por ninguno de los autores adscritos a la Teoría Monetaria Moderna: una investigación empírica sobre los casos en los que economías que registran simultáneamente superávit público y déficit por cuenta corriente estaban destinadas a sufrir crisis financieras. Muchos autores señalaban que ese fenómeno se repetía habitualmente y para la mayoría de países del planeta, pero sólo ponían uno o dos ejemplos (los de Estados Unidos y Australia), lo que le confería una afirmación muy pobre y muy débilmente contrastada. Aquello me llamó mucho la atención porque, en efecto, la música sonaba bien y yo intuía que podrían tener razón, pero era una pena que no hubiese ningún estudio empírico al respecto. Así que decidí que ésa podía ser mi labor.

Lo cierto es que, más allá de tener más o menos claro qué es lo que quería conseguir con mi trabajo, no tenía mucha idea de cómo conseguirlo ni de qué pasos debería dar para ello. Afortunadamente mi directora de tesis Bibiana Medialdea, con enorme olfato académico y con mucha más experiencia en investigaciones de este tipo, y a pesar de empezar prácticamente de cero —como yo— en cuanto al conocimiento del enfoque analítico, formuló las preguntas adecuadas y perfiló poco a poco los pasos que debía ir dando para lograrlo.

El camino no fue para nada fácil ni cómodo. Es más, pasados los primeros nueve meses tuvimos la sensación de que el trabajo no podría arrojar los resultados esperados debido a dificultades varias y llegamos a barajar seriamente la posibilidad de cambiar radicalmente de tema de tesis. Aunque parecía una buena forma de abandonar la calle sin salida en la que parecía que nos habíamos metido, tras un mes de reflexión y de exploración sobre otros temas de trabajo decidí continuar con el mismo. Se me había metido en la cabeza que esta investigación podía suponer una aportación potente a la literatura existente y estaba dispuesto a superar todos los obstáculos que me encontrase. Para ello contacté con muchos otros profesores especializados para plantearles mis dudas y buscar consejo. Seguramente quien más me ayudó en este sentido fue el brillante economista Ángel Vilariño, pero no fue el único. Finalmente, y tras muchas deliberaciones y mucho trabajo, el camino poco a poco se fue perfilando.

El material bibliográfico que me brindaron algunos autores vinculados a la Teoría Monetaria Moderna como Gennaro Zezza, Randall Wray, Pavlina Tcherneva, William Mitchell y Michalis Nikiforos, así como mis compañeros de la asociación española de RedTMM, fue crucial para ir delimitando el objeto de estudio. De hecho, a medida que iba leyendo hasta el último detalle de las aportaciones existentes en la literatura me iba dando cuenta de que había muchas más tela que cortar de la que yo había imaginado en un primer momento. De hecho, hoy día me atrevería a mantener que con este trabajo he logrado avances sustanciales respecto a la lógica económica que subyace al fenómeno ya citado, algo que no parece haber realizado ningún autor de la Teoría Monetaria Moderna, probablemente por dejarse guiar por la intuición y no creer que necesitara de mayor desarrollo. Es decir, que la aportación de este trabajo no se limita únicamente al ámbito empírico, sino que también pienso que desarrolla y matiza la esfera teórica de un objeto de estudio poco explorado, por su novedad, hasta la fecha. Además, las implicaciones de cara a la política económica son evidentes y potentes habida cuenta de que muchas economías (entre ellas la española) se encuentran sometidas a unas reglas de estabilidad presupuestaria y sostenibilidad financiera<sup>1</sup> cuyo diseño quedaría impugnado según las conclusiones de este trabajo.

Otro inconveniente importante con el que me topé muy pronto fue con el de la modelización econométrica. A pesar de haber obtenido las máximas notas en todas las asignaturas de econometría que cursé durante la Licenciatura de Economía, tras culminarla no volví a aproximarme a ese mundo, por lo que cuando comencé la tesis mis conocimientos estaban desactualizados y mi experiencia era claramente insuficiente como para llevar a cabo lo que un estudio cuantitativo serio y sólido requería. En consecuencia, y gracias a mi director Javier Salinas, contacté con la profesora experta en econometría Sofía García del departamento de Economía Aplicada

---

<sup>1</sup> Estas reglas quedaron suspendidas en marzo de 2020 con motivo de la pandemia del Covid-19, pero dicha suspensión era sólo temporal.

de la Universidad Autónoma de Madrid y ella muy amable y desinteresadamente me ayudó durante un tiempo a volver a tomar contacto con la econometría. Gracias a su guía y orientación, que incluía el estudio de algunos manuales de econometría y algunas prácticas con ella en su despacho utilizando el programa Eviews, logré adquirir la suficiente formación y ganar la suficiente experiencia como para iniciar las modelizaciones que necesitaba. Estos conocimientos fueron desarrollados aún más gracias a la ayuda directa del profesor italiano Gennaro Zezza de la Universidad del Lazio Meridional y también a la asistencia a las clases que impartía de Econometría Aplicada en la misma universidad, algo que pude hacer gracias a la ayuda financiera que ofrece la Universidad Autónoma de Madrid para realizar estancias breves en el extranjero. También agradezco la disposición y orientación sobre este tema a Luis Cárdenas y a Jorge Uxó.

Tengo que mostrar mi agradecimiento también a todos los organismos oficiales que atendieron mis consultas y solicitudes de datos (muchos no lo hicieron), pues sin ellos no podría haber realizado de igual forma el análisis cuantitativo, aunque algunos de ellos no pudieron ayudarme (fundamentalmente porque no existían los datos que demandaba). Estos organismos son los siguientes: Tesoro de Nueva Zelanda, Tesoro de Finlandia, Ministerio de Finanzas de Finlandia, Archivo Nacional de Helsinki, Autoridad nacional de gestión financiera de Suecia, Oficina de estadísticas de Suecia, Oficina de estadísticas de Dinamarca, Instituto Nacional de Estadísticas de Bulgaria, Banco nacional de Bulgaria, Banco de Letonia, Oficina Central de Estadística de Letonia, Oficina de Estadísticas de Lituania, Banco de Lituania, Tesoro de Australia, Ministerio de Hacienda de Chile, Ministro de Finanzas de Noruega, Oficina de Estadísticas de Noruega, Banco Central de Chipre, Banco de Indonesia, Banco de Reserva de Sudáfrica, Banco de Estonia, Banco Central de Nicaragua, Ministerio de Hacienda de Costa Rica, Banco Central de Filipinas, Autoridad de Estadísticas de Filipinas, Secretaría de finanzas de Honduras y Ministerio Nacional de Economía de la República de Kazajistán.

No puedo terminar sin agradecer también los comentarios y críticas a parte de mi investigación a mis compañeros del seminario de la Universidad Complutense de Madrid Enrique Palazuelos, Rafael Fernández, Luis Buendía y Nacho Álvarez; y a toda la ayuda logística prestada por mis compañeros investigadores Víctor Luque de Haro y Eva de la Torre. Y, por supuesto, también a todos mis amigos y amigas que me han apoyado en mi trabajo y regalado momentos maravillosos de ocio y de descanso (tan necesarios como los momentos de trabajo); así como a mis padres Isabel Espinosa y Alberto Garzón, a quienes dedico este trabajo, porque sin sus cuidados y la educación brindada esta obra nunca podría haber nacido.

## RESUMEN

En este trabajo de investigación se parte de la constatación de que buena parte de la literatura académica sobre política fiscal suele ignorar o menospreciar muchas limitaciones a las que se enfrenta cualquier objetivo presupuestario que se exprese exclusivamente en términos de saldo fiscal. Estos obstáculos tienen que ver con el hecho de que las decisiones de gasto de otros agentes económicos (nacionales y extranjeros) cristalizan en diferentes combinaciones de saldo por cuenta corriente y de saldo privado, ambos en estrecho vínculo económico y contable con el saldo público o fiscal. De esta forma, el saldo fiscal se concibe como una variable endógena a la actividad económica sobre la que influyen muchos más factores que los derivados de la política fiscal. De ahí que las autoridades raramente consigan las metas presupuestarias que se proponen, porque éstas simplemente están muy lejos de poder ser controladas exclusivamente a partir de decisiones de gastos e ingresos públicos.

Las reglas de estabilidad presupuestaria y sostenibilidad financiera de la Unión Europea instan a los Estados miembros que tienen una deuda pública superior al 60% del PIB a registrar superávits fiscales como vía para ir reduciendo el volumen de dicho endeudamiento. No obstante, el diseño de dichas reglas no tiene en cuenta las limitaciones recién mencionadas, lo que condena a muchos países al fracaso en dicho objetivo a pesar de sus esfuerzos. Según se explica en este trabajo, acorde a los planteamientos de los modelos Stock-Flujo Consistentes y a los de la hipótesis de inestabilidad financiera de Hyman Minsky, la única forma que tienen las economías que suelen registrar déficit por cuenta corriente de alcanzar superávit fiscal es experimentando un episodio de destacada expansión crediticia cuyos desequilibrios inherentes terminan provocando una crisis de naturaleza financiera. El vertiginoso aumento de la deuda de familias y empresas y su impacto en la actividad económica explicaría la mejora de los ingresos públicos y el registro de superávit público pero a costa de sentar las bases para una crisis financiera (más intensa cuanto más elevado y prolongado fuese el apalancamiento y cuanto más escalasen los precios de los activos inmobiliarios). El objetivo de este trabajo de investigación es estudiar si esta secuencia prevista se cumple, para lo cual se analiza el mayor número de economías nacionales posible y durante el periodo temporal más extenso disponible.

Para ello se parte de una amplia muestra de 117 economías nacionales que representan el 94,5% del PIB mundial y se explora a lo largo del periodo temporal comprendido entre 1980 y 2017 cuántos casos hay de registro simultáneo de superávit fiscal y déficit por cuenta corriente. Los 46 casos detectados se estudian uno por uno a través de un análisis descriptivo de las variables macroeconómicas más importantes y de un análisis econométrico para descubrir si el aumento de la deuda privada contribuye a explicar la mejora de las cuentas públicas. Los resultados revelan que todos los casos menos tres han sido precedidos por una expansión crediticia y que han sido seguidos por una crisis financiera de cierta intensidad, así como que para la mayoría de ellos –aunque no para todos– hay evidencia sólida de que la mejora del saldo público se debe en buena medida al aumento del apalancamiento privado. Estos resultados tienen importantes implicaciones políticas, pues ponen de manifiesto que las reglas fiscales europeas avocan a las economías que suelen registrar déficit por cuenta corriente bien al fracaso en su objetivo de lograr superávit fiscal, bien a una crisis financiera de consecuencias negativas a medio plazo.

## ABSTRACT

This research work begins with the observation that a good part of the academic literature on fiscal policy tends to ignore or underestimate many limitations that any budget objective expressed exclusively in terms of fiscal balance faces. These obstacles have to do with the fact that the spending decisions of other (national and foreign) economic agents crystallize in different combinations of current account balance and private balance, both in close economic and accounting link with the public or fiscal balance. In this way, the fiscal balance is conceived as an endogenous variable to economic activity, which is influenced by many more factors than those derived from fiscal policy. Hence, the authorities rarely achieve the proposed budgetary goals, because these are simply far from being able to be controlled exclusively on the basis of public expenditure and revenue decisions.

The rules of budgetary stability and financial sustainability of the European Union urge member states that have a public debt greater than 60% of GDP to register fiscal surpluses as a way to gradually reduce the volume of such debt. However, the design of these rules does not take into account the aforementioned limitations, condemning many countries to failure in this objective despite their efforts. As explained in this paper, according to the approaches of the Consistent Stock-Flow models and those of Hyman Minsky's hypothesis of financial instability, the only way for economies that tend to register current account deficits to achieve fiscal surpluses is by experiencing an episode of notable credit expansion whose inherent imbalances end up causing a financial crisis. The vertiginous increase in the debt of families and companies and its impact on economic activity would explain the improvement in public income and the record of public surplus, but at the cost of laying the foundations for a financial crisis (the more intense the higher and longer it was the leverage). The objective of this research work is to study if this predicted sequence is fulfilled, for which the largest possible number of national economies are analyzed during the longest time period available.

To do this, we have analysed a large sample of 117 national economies that represent 94.5% of world GDP over the period between 1980 and 2017 to discover how many cases there are of simultaneous registration of fiscal surplus and current deficit. The 46 cases detected have been studied one by one through a descriptive analysis of the most important macroeconomic variables and an econometric analysis to discover if the increase in private debt contributes to explain the improvement in public accounts. The results reveal that all but three cases have been preceded by a credit expansion and that they have been followed by a financial crisis of some intensity, as well as that for most of them - although not for all - there is solid evidence that the improvement of the public balance is largely due to the increase in private leverage. These results have important political implications, since they show that European fiscal rules direct economies that tend to register a current account deficit either to failure in their objective of achieving fiscal surplus, or to a financial crisis with negative consequences in the medium term.

---

## CAPÍTULO 1. PLANTEAMIENTO GENERAL: MOTIVACIÓN, HIPÓTESIS, RELEVANCIA Y ESTRUCTURA DE LA INVESTIGACIÓN

---

Casi una década después del estallido de la llamada "crisis del euro" en 2010, las cuentas públicas de los países de la Eurozona se encontraban en mucho mejor situación que entonces. Sin embargo, eso no impidió que la Comisión Europea siguiese presionando a los países miembros que tenían una cota de deuda pública superior al 60% del PIB para que alcanzasen superávits fiscales primarios como medio para reducir sustancialmente dicho nivel. Este apremio busca dar cumplimiento a las reglas europeas de estabilidad presupuestaria y sostenibilidad financiera, andamiaje institucional con el que la Eurozona pretende alcanzar y mantener una cierta estabilidad macroeconómica.

Para el objeto de esta Tesis es fundamental resaltar que dichas reglas se centran exclusivamente en indicadores de saldo y deuda pública, dejando fuera de su cálculo y análisis prácticamente al resto de variables macroeconómicas, a pesar de que hay cuantiosa evidencia de que los niveles de saldo están estrechamente interconectados con el crecimiento económico, que a su vez se ve influido por numerosos factores. Esto conlleva que la simple y honesta persecución de un determinado objetivo de saldo público pueda no materializarse a pesar de los deseos e intentos de los gobernantes correspondientes, pues muchas de las mencionadas variables que escapan a su control pueden afectar al indicador fiscal en una dirección y/o cuantía no deseada. Los innumerables incumplimientos de los objetivos de déficit y deuda pública que periódicamente se establecen revelan de alguna forma que no se trata tanto de torpeza o rebeldía política por parte de los gobernantes nacionales sino de imposibilidad técnica: las autoridades de cada país quieren cumplir dichas metas presupuestarias (y para ello suelen ajustar importantes cantidades de gastos e ingresos) pero raramente lo consiguen porque, simplemente, no está bajo su control hacerlo. El saldo público es fundamentalmente una variable endógena a la actividad económica y en ésta influyen muchísimos más factores que los de política fiscal.

A diferencia de esta perspectiva, hay otros enfoques que sí tienen muy presente el aspecto no discrecional del saldo público. Entre ellos, resaltamos el que se deriva de los modelos Stock-Flujo Consistente (SFC) que analiza el nivel del saldo público teniendo en cuenta su específico vínculo con el saldo del sector exterior (los ingresos de empresas, familias y Estados extranjeros con respecto a la economía nacional en cuestión menos sus gastos; es decir, el inverso del saldo por cuenta corriente) y el saldo del sector privado (los ingresos de familias y empresas nacionales menos sus gastos). Además, cada registro puntual en un saldo altera positiva o negativamente la acumulación de activos financieros netos del sector correspondiente, de forma que si un sector se mantiene mucho tiempo, por ejemplo, en déficit, sus pasivos financieros tenderán a crecer durante todo ese periodo, lo que podría poner en riesgo su sostenibilidad financiera.

Concretamente, y por identidad contable, la suma de los tres saldos debe ser igual a 0. Acorde a este enfoque, dicha interconexión plantea límites no controlables por las autoridades a la hora de fijar los niveles en los que puede situarse el saldo público, entendiendo que no todas las combinaciones de saldo privado y saldo exterior son posibles, que esos dos saldos dependen de las decisiones de agentes económicos



autónomos e independientes del gobierno en cuestión, y también que el sector privado no puede estar acumulando incesantemente pasivos financieros netos sin poner seriamente en riesgo su solvencia. En consecuencia, el saldo público no sería una variable discrecional sino que dependería en gran medida de las decisiones de los agentes privados nacionales y extranjeros y también de los agentes públicos extranjeros.

Esta particular enfoque macroeconómico tiene importantes implicaciones a la hora de aproximarse a la política presupuestaria. Por ejemplo, sólo se podría lograr el equilibrio presupuestario tan anhelado por la Comisión Europea si el resto de saldos estuviesen equilibrados o si el saldo positivo de uno de los dos estuviese compensado con el saldo negativo del otro. De la misma forma, sólo se podría registrar superávit fiscal si al menos uno de los otros dos saldos fuese deficitario. Así las cosas, para poder lograr equilibrio presupuestario sería necesario que a) el sector privado nacional gastase más (o lo mismo) que lo que ingresase; b) el sector exterior gastase más (o lo mismo) que lo que ingresase —esto es, que la economía en cuestión registrase superávit por cuenta corriente o saldo nulo—; o c) una combinación de a y b. De la misma forma, sólo podrían conseguir unas cuentas públicas superavitarias las economías con superávit por cuenta corriente y/o con un saldo del sector privado deficitario.

Esta última apreciación es fundamental, especialmente teniendo en cuenta la naturaleza notablemente estructural del saldo por cuenta corriente de muchas economías: aquellas que suelen disfrutar de superávit en dicho saldo tendrían muchas más facilidades para registrar superávit público, mientras que aquellas que sufren habitualmente déficit por cuenta corriente tendrían menos posibilidades. De hecho, acorde a la identidad contable de los tres saldos sectoriales, cualquier economía que suela presentar déficit por cuenta corriente sólo podría lograr la meta de superávit fiscal a través de un saldo privado negativo lo suficientemente intenso como para compensar dicho déficit por cuenta corriente. Y esto es algo que ocurre precisamente con los booms de crédito, en los que el sector privado acumula aceleradamente pasivos financieros.

En efecto, estos procesos conllevan un fortísimo endeudamiento privado que, aunque puede provocar que el déficit del saldo privado supere al déficit por cuenta corriente y permita así la aparición de superávits fiscales, acorde a la literatura sobre booms crediticios y especialmente a los planteamientos de Hyman Minsky, también estarían originando desequilibrios importantes en las cuentas financieras de las familias y las empresas, de ahí que estos episodios terminen estallando y provocando crisis financieras. Así las cosas, las economías que suelen registrar déficit por cuenta corriente podrían alcanzar superávit fiscal sólo a costa de un importante boom crediticio que finalizaría previsiblemente en crisis.

Estas son las ideas que desarrollan algunos autores como William Mitchel, Randall Wray y Martín Watts (2016, 2019), Steve Keen (2015), Wynne Godley (1999) o James Galbraith (2012). Sin embargo, más allá de ofrecer algún ejemplo en el caso de Estados Unidos y Australia, nunca han presentado evidencia empírica de ello. Y es precisamente en esa cuestión en la que esta Tesis pretende hacer su mayor contribución.

En consecuencia, el objetivo de este trabajo consiste en corroborar empíricamente 1) si, tal y como sugieren los modelos SFC, el vertiginoso crecimiento de la deuda privada puede considerarse el factor que permite la aparición de superávit fiscal en las economías caracterizadas por presentar habitualmente déficit por cuenta corriente, y 2)

si estos episodios tienden a desembocar en crisis financieras. Esta doble hipótesis implica que si una economía nunca ha alcanzado superávit por cuenta corriente, entonces o no ha logrado nunca superávit fiscal o cuando lo ha logrado ha sido al calor de un boom de crédito que finaliza siempre trágicamente.

Como se puede intuir, la corroboración de esta doble hipótesis conllevaría importantes implicaciones en materia de política presupuestaria. Si, para el caso de economías que suelen registrar déficit por cuenta corriente (cuyos niveles se disparan, además, en años de crecimiento económico), la única forma de lograr superávits fiscales pasa por experimentar fenómenos de elevado endeudamiento de familias y empresas que además acaban en crisis financieras, las reglas presupuestarias de la Comisión Europea no estarían haciendo otra cosa que empujar a dichas economías a procesos de apalancamiento privado que conllevarían siempre importantes vulnerabilidades macroeconómicas. En consecuencia, el diseño de las reglas fiscales adolecería de un error de diseño importante al favorecer a las economías que disfrutan de superávit por cuenta corrientes mientras que estaría perjudicando al resto a imponerles una meta que sólo podrían conseguir experimentando un fenómeno financiero que, según se comprueba recurrentemente, tiene más perjuicios que ventajas.

A este capítulo introductorio le siguen 4 capítulos. En el siguiente se aborda la fundamentación teórica que sustentará la investigación. En el capítulo 3 se exponen los criterios metodológicos utilizados para contrastar las hipótesis de trabajo. En el capítulo 4 se realiza la primera aproximación a los datos utilizando la muestra de economías nacionales más amplia posible. En el capítulo 5 se aterriza el análisis empírico a las economías que serán objeto de estudio. En el último capítulo se presentan las conclusiones y las aportaciones de la investigación.

---

## CAPÍTULO 2. FUNDAMENTACIÓN TEÓRICA

---

En este capítulo se expondrá cómo se inserta en la literatura académica especializada todo el andamiaje teórico que ha inspirado la formulación de las preguntas de investigación de esta Tesis, así como los nexos con otros enfoques. Además, dichos planteamientos inspiradores serán desarrollados y matizados para ofrecer un marco teórico propio y concreto que dé sustento analítico al trabajo empírico posterior.

### 1. LITERATURA SOBRE EL SALDO FISCAL Y EL IMPACTO ECONÓMICO DE LAS POLÍTICAS FISCALES

Para aproximarse adecuadamente al enfoque analítico utilizado en este trabajo resulta imprescindible contextualizarlo en el universo de contribuciones teóricas existente, por lo que en este epígrafe se realizará una revisión de la literatura académica que aborda el papel del saldo y la política fiscal en la actividad económica.

Cualquier revisión de la literatura que existe sobre el impacto de la política fiscal en la economía debe necesariamente partir de los trabajos de John Maynard Keynes. Estos supusieron una de las contribuciones académicas más importantes e influyentes del siglo XX en el campo de la política económica: a partir de los años 40 todo analista económico comenzó a tener en cuenta la existencia y relevancia de los multiplicadores fiscales, a través de los cuales se entendía que cualquier cambio en el nivel de gasto público provocaba un impacto más que proporcional en el nivel del producto. Este paradigma fue ampliamente utilizado —y con muy poca crítica y cuestionamiento— durante décadas tanto en la academia como en el ámbito de la política económica. Solamente a partir de los años 70 del pasado siglo las críticas a estos planteamientos cobraron suficiente importancia como para quebrar su predominio académico y político.

#### *1.1 La demanda efectiva y los multiplicadores fiscales de Keynes*

Antes de que los trabajos de Keynes vieran la luz, los economistas clásicos consideraban que la políticas públicas de gasto e ingreso no afectaban al nivel agregado del producto y el empleo. Concretamente, se presuponía que cada unidad monetaria gastada por el Estado era una unidad monetaria que el sector privado dejaba de gastar, de forma que el volumen total de gasto e ingreso quedaba inalterado. Subyacía la idea de que el estado natural de la economía era el de pleno empleo y de plena utilización de la capacidad productiva, de modo que ningún estímulo fiscal podría incrementar adicionalmente el producto, sin considerar que podrían existir personas desocupadas para emplear o recursos que poner en marcha para aumentar la producción. El gasto del sector público sólo podría materializarse como sustitución a un gasto privado que, en ausencia del primero, se habría realizado (Blinder and Solow, 1973, p.1).

En cambio, tras la detallada exposición que Keynes realizó —en un artículo en “The Times” en 1934 y posteriormente en “La teoría general”— comenzó a cobrar fuerza la idea de que una unidad monetaria gastada de forma adicional podía elevar el total del ingreso nacional. Keynes (1936) pudo hacer esta novedosa interpretación porque partió de una premisa distinta: frente a la creencia generalizada de que en una economía siempre se emplean todos los recursos, el economista británico hizo hincapié en que tal estado era sólo uno de muchos posibles, siendo de hecho más habitual que los recursos

(la mano de obra entre ellos) estuvieran en parte ociosos. En efecto, en una economía en la que hubiera personas desocupadas y máquinas en desuso, aumentos de gasto público o disminución de impuestos permitirían que personas desempleadas se pusieran en marcha para utilizar dichas máquinas, elevando así el producto (Seidman, 2012).

Ésta fue una de las principales contribuciones de Keynes: el desarrollo del concepto de “demanda efectiva” (tal y como la denominó en el capítulo 3 de su obra maestra). A diferencia de lo que los economistas clásicos consideraban, el nivel de demanda que cubría toda la oferta no estaría siempre garantizado (un corolario que Keynes denominó “Ley de Say”), por lo que existía la posibilidad de incrementar el producto a medida que el nivel de demanda efectiva aumentaba (Samuelson, 1952). Esta insuficiencia de demanda agregada se debía, a su vez, al deseo de ahorro por parte de los agentes económicos: toda unidad monetaria ahorrada era una unidad que no se convertía en consumo y que por lo tanto no contribuía a elevar el producto. Mientras que los economistas clásicos asumían que los ahorros de las familias eran canalizados a través de préstamos a empresas para instalar más máquinas y así poder atender a la demanda futura de dichas familias (dejando, por lo tanto, intacto el nivel de demanda agregada), Keynes señalaba que el gasto no realizado en el presente no tenía por qué ser materializado en el futuro, implicando por lo tanto una reducción en la demanda agregada (Keynes, 1936).

Acorde a Keynes, ese deseo de ahorro es más fuerte cuanto mayor es la incertidumbre, de forma que ahorrar sería en el mecanismo lógico de protección frente a imprevistos. Puesto que los periodos en los que hay más incertidumbre serían aquellos atravesados por una crisis o recesión económica, el nivel de demanda efectiva sería menor durante esta época y, por tanto, mayores las posibilidades de incrementar el producto gracias a shocks de demanda. El corolario lógico de todo este razonamiento es la invitación a utilizar la política fiscal expansiva (aumento de gasto o reducción de impuestos) durante los periodos de crisis o recesión económica —e, inversamente, a relajar esta política durante los periodos de expansión. Por otro lado, Keynes tenía muy en cuenta que no todos los agentes económicos tienen la misma propensión al ahorro, sino que ésta sería más elevada para aquellos de mayor renta e, inversamente, más reducida para los de menos. Por eso, a mayor concentración de la renta, menor demanda efectiva y menor producto. En consecuencia, Keynes proponía la utilización de la política fiscal para disminuir la desigualdad de los ingresos y así estimular el producto, especialmente a través de mayor presión fiscal sobre todas las formas de ingreso recibidas desproporcionalmente por los más adinerados (Keynes, 1936).

Pero Keynes no sólo se limitó a señalar que un aumento adicional de gasto podía elevar en igual cantidad el producto nacional, sino que podía ampliarse gracias a lo que vino a denominar “multiplicadores de gasto”<sup>2</sup>. Aunque su aportación inicial se refería a cualquier componente de la demanda agregada, muy pronto la atención se centró en los multiplicadores fiscales, es decir, en el impacto que podía tener sobre el producto un cambio en el gasto o ingreso público.

---

<sup>2</sup> Un concepto ya presentado por primera vez en 1930 por Richard F. Kahn en un artículo no publicado y que fue brevemente desarrollado un año más tarde en un artículo en “Economic Journal” (Bauer and Becker, 2014; da Conceição-Heldt, 2016; Savage and Howarth, 2018).

## 1.2 Efectos no keynesianos de la política fiscal

Uno de los primeros cuestionamientos que recibió la visión keynesiana de la política fiscal vino de la mano de la “economía neoclásica” liderada por Robert Lucas (1972, 1973) y Thomas Sargent y Neil Wallace (1975) y basada en la distinción entre los impactos transitorios y los permanentes de dicha política<sup>3</sup>. Acorde con estos planteamientos, aunque un shock de gasto público logre incrementar a corto plazo el producto, también genera una serie de condiciones que terminan lastrando la actividad económica, neutralizando así los efectos positivos iniciales. Existen dos tipos de razonamiento que explicarían dicho efecto: uno asociado con la demanda de crédito y otro con el efecto riqueza.

El primero es conocido como efecto “crowding-out” o efecto “desplazamiento” del gasto público. Algunos autores se han referido con este término al fenómeno de desplazamiento de recursos reales que tenían en mente los economistas clásicos y que ya ha sido mencionado —el gasto público se realiza a costa del gasto privado unidad monetaria a unidad monetaria— (Blinder and Solow, 1973) pero en este caso se trata de un efecto distinto: el impacto económico positivo de cualquier shock de gasto público financiado con deuda acaba siendo neutralizado por la caída en otros componentes de la demanda agregada. Es importante destacar que este tipo de *crowding-out* “financiero” es independiente del *crowding out* “real” aludido antes: teniendo en cuenta los distintos grados de utilización de capacidad productiva que tiene una economía, el *crowding out* “real” sólo podría ocurrir cuando la economía está a pleno rendimiento; en cambio, el *crowding out* financiero podría ocurrir tanto en una economía con pleno empleo como sin él (Friedman, 1978).

El razonamiento del efecto *crowding-out* es el siguiente. La obtención de financiación para cubrir el incremento del gasto público elevaría los tipos de interés. Por un lado, dicho efecto encarecería la financiación a los agentes económicos del sector privado, perjudicando así el consumo y la inversión; por otro lado, provocaría que los activos financieros nacionales fuesen más atractivos que los extranjeros, conllevando una entrada de capital que apreciaría la moneda y que favorecería las importaciones al mismo tiempo que perjudicaría las exportaciones. En consecuencia, la caída en la inversión, en el consumo y en las exportaciones netas desplazaría exactamente el efecto positivo inicial provocado por el shock de gasto público. El resultado sería, por lo tanto, neutro o incluso negativo (Van Der Ploeg, 2005).

La segunda explicación señalada sobre por qué el gasto público no estimula la actividad económica revive un argumento utilizado en su día por David Ricardo y que ha venido a denominarse “hipótesis de la equivalencia ricardiana”<sup>4</sup>: los agentes económicos aumentarían su ahorro (reducirían su consumo) en exactamente la misma cantidad en la que se elevaría el déficit público, borrando por completo su efecto positivo. La base de este razonamiento es la siguiente: los consumidores entenderían que el incremento del déficit público tendría que ser compensado en un futuro con incrementos tributarios, de forma que, para afrontar dichos gastos futuros, incrementarían su ahorro, lo cual

---

<sup>3</sup> Esta distinción ya había sido puesta de manifiesto por Friedman (1957) y Modigliani y Brumberg (1954), entre otros.

<sup>4</sup> Entre los responsables de revivir esta idea se encuentran Bailey (1971), Barro (1974), Kochin (1974), *Smith et al.* (1975) y Buchanan (1976).

perjudicaría el consumo y la inversión (este fenómeno se ha venido a denominar “efecto riqueza negativo”). Resultado: el déficit público no tendría ningún impacto en la actividad económica (Barro, 1974; Buiter, 1977; Feldstein, 1982).

Probablemente el primer estudio empírico de relevancia en el que se aporta evidencia de este tipo de efectos no keynesianos de la política fiscal es el de Feldstein (1982)—aunque rechaza la hipótesis de la equivalencia ricardiana— al estimar una relación negativa entre el gasto público y el consumo privado para la economía estadounidense durante los años comprendidos entre 1930 y 1977. De entre los primeros modelos macroeconómicos con enfoque neoclásico que abordaron el impacto de la política fiscal destacan los de Aiyagari *et al.* (1992) y Baxter y King (1993)<sup>5</sup>. En ellos se pone de manifiesto que un incremento permanente de gasto público —siempre que esté financiado por medios no distorsionantes— aumentaría el producto y la inversión pero reduciría el consumo y los salarios reales. Esto sería así por el efecto riqueza negativo que provocaría el shock de gasto público: frente a la previsión de un aumento de impuestos las familias priorizarían el ahorro disminuyendo el consumo e incrementando su oferta de trabajo (para ingresar más), lo cual a su vez reduciría los salarios reales —a un nivel dado de demanda de trabajo— y aumentaría la productividad del capital —estimulando así la inversión—. Un incremento de gasto público temporal tendría menos impacto en el producto debido al menor efecto riqueza generado. Dependiendo de la persistencia del shock, la inversión podría aumentar o caer.

Los resultados de estos modelos neoclásicos fueron notablemente cuestionados, especialmente por autores neokeynesianos. Por ejemplo, Rotemberg y Woodford (1992) incorporaron al modelo la competencia imperfecta y los precios oligopolísticos (establecidos a través de “mark-up”) y concluyeron que un incremento del gasto público, aunque reducía el consumo (debido al efecto riqueza), elevaba los salarios reales. Devereux *et al.* (1996) partieron de las mismas premisas de competencia imperfecta y también encontraron que los salarios reales aumentan tras un shock de gasto público, aunque la diferencia aquí estriba en que el consumo privado también aumentaría debido fundamentalmente a la mejora de la productividad de los factores. Linnemann y Schabert (2003) incorporaron a su modelo el concepto de “precios pegajosos”<sup>6</sup> y encontraron que la expansión fiscal aumenta el consumo y los salarios sólo si la política monetaria se rige a través de la regla de Taylor<sup>7</sup>. Basu y Kimball (2004), tras incorporar al análisis los costes de planificación de las inversiones (todo proyecto de inversión tiene un elevado grado de inercia porque su inicio requiere tiempo y además no es fácil abandonarlo una vez ha sido comenzado<sup>8</sup>), también obtuvieron resultados típicamente keynesianos.

Por su parte, Ravn *et al.* (2006) asumieron que, aunque los mercados sean oligopolísticos, muchos productores tienen buenos hábitos (no aumentan fácilmente los precios tras el impulso de la demanda) y obtuvieron que un incremento del gasto público eleva el consumo privado, el empleo y los salarios reales. Galí *et al.* (2007)

---

<sup>5</sup> Otros trabajos importantes de esta naturaleza son los de Hall (1980), Barro (1978, 1989), Aschauer y Greenwood (1985), Christiano y Eichenbaum (1992) y Braun y McGrattan (1993).

<sup>6</sup> “Sticky prices” en inglés: los precios se mantienen resistentes a los cambios en la actividad económica.

<sup>7</sup> Propuesta por John B. Taylor (1993), se trata de vincular el tipo de interés oficial del dinero a la evolución de los precios, del producto interno bruto y de otras variables económicas.

<sup>8</sup> Esta idea se basa en el modelo de “tiempo para planificar” de Christiano y Todd (1996) y que fue usado también por Edge (2000).

utilizaron el concepto de “comportamiento de la regla del pulgar”<sup>9</sup> (los hogares consumen toda su renta disponible, lo que compensa o anula la propensión a ahorrar debido al efecto riqueza) y concluyeron que un incremento del gasto público provoca un incremento tanto del consumo como de los salarios reales. Bouakez y Rebei (2007) encontraron los mismos resultados partiendo de la base de que el consumo del sector público y el del privado pueden ser complementarios. Por último, Corsetti *et al.* (2010) apuntaron que, cuando las familias creen que los actuales incrementos de gasto público serán compensados con menos gasto en el futuro (en vez de creer que serán cubiertos con mayores impuestos) la política fiscal expansiva aumenta el consumo privado.

Otros autores comenzaron a utilizar un método notablemente distinto que les conducía a la constatación de efectos fiscales no keynesianos. Este método, denominado “narrativo”, consistía en centrarse en el estudio de los gastos en defensa al considerar que eran los únicos que eran inequívocamente exógenos a la actividad económica, además de ser los más volátiles de todos los gastos públicos. Por ejemplo, Ramey y Shapiro (1998), Edelberg *et al.* (1999), Burnside *et al.* (2000) y Cavallo (2005) analizaron los gastos militares estadounidenses posteriores a la Segunda Guerra Mundial –especialmente las guerras de Corea y Vietnam– y concluyeron que, aunque a corto plazo provocaron un incremento del producto y del empleo, a los pocos años dichos efectos se acabaron disipando y además fueron acompañados de caídas notables en el consumo y en los salarios reales. McGrattan y Ohanian (2010) y Fishback y Cullen (2013) hicieron lo propio para el periodo de la Segunda Guerra Mundial y llegaron a la misma conclusión. Por su parte, Barro y Redlick, (2011) abordaron conjuntamente los dos periodos señalados y encontraron resultados similares.

Este tipo de trabajos también tuvieron una importante contestación. Blanchard y Perotti (2002) y Perotti (2007) criticaron la elección de los gastos militares como única variable exógena y, con el objetivo de abordar esa falla metodológica, utilizaron modelos de vectores autorregresivos. Los resultados de sus trabajos, aplicados también a Estados Unidos, contradicen los obtenidos por los estudios de gastos militares: aunque el gasto público podría provocar un efecto *crowding-out* (de tipo “financiero”, obviamente) en la inversión privada, el consumo o aumentaría o no se vería afectado. Muchos otros autores han utilizado la misma metodología para ése y otros países, obteniendo también los mismos resultados: un shock de gasto público eleva el consumo privado aunque pueda perjudicar la inversión. Éste es el caso de Fatás y Mihov (2001), Caldara y Kamps (2008) y Mountford y Harald (2009) para Estados Unidos; Perotti (2011) para Estados Unidos, Austria, Canadá, Alemania y el Reino Unido; Creel *et al.* (2005) para Francia; Leigh *et al.* (2011) para 17 economías de la OCDE; o Priftis y Zimic (2018) para 33 economía entre las que se encuentran algunas de la OCDE y algunas otras emergentes. Otros trabajos en los que se profundiza en esta idea desde un punto de vista teórico son los de Mahfouz *et al.* (2002) y Linnemann (2006).

Una particular respuesta a la utilidad del modelo de vectores autorregresivos fue la de Ramey (2011), que comparó este método con el narrativo del que él fue pionero y concluyó que aquel, por su propia naturaleza, no es capaz de captar adecuadamente los fenómenos a lo largo del tiempo, al contrario de lo que le ocurre al narrativo.

---

<sup>9</sup> “Rule of thumb” en inglés, expresión que designa un principio o criterio de amplia aplicación que no es necesariamente preciso ni fiable en toda situación.

Existen muchos trabajos que han tratado de abordar la existencia del efecto *crowding-out* en función de la forma de financiar el incremento del gasto público. Coenen y Straub (2005) y Cwik y Wieland (2011) conforman dos de los trabajos que concluyen que el déficit público financiado con deuda provoca un efecto *crowding-out* sobre el consumo privado y –sobre todo– la inversión. No obstante, algunos autores han señalado que ese efecto negativo no se produce –o su efecto es reducido– si el endeudamiento es externo, puesto que el efecto expulsión se produciría sobre agentes económicos extranjeros, de quienes se depende menos para incrementar el producto (Broner *et al.*, 2018; Farhi y Werning, 2016; Priftis y Zimic, 2018). Ahora bien, en algunos trabajos como el de Shen *et al.* (2012) se apunta que esa opción no tendría por qué implicar un gran estímulo económico ya que ese endeudamiento externo incrementaría también el tipo de cambio, compensando así los efectos positivos del shock de gasto. Por su parte, Jong *et al.* (2017) señalan que la inversión pública financiada con deuda conlleva más ganancias de productividad que si se financiara con recortes de otros gastos. Mientras, Mountford y Harald (2009) puntualizan que, puestos a financiar con deuda una expansión fiscal, mejor hacerlo con recortes impositivos y no con aumentos de gasto. Por último, otros trabajos como los de King y Baxter (1993), Ludvigson (1996) y Bom y Ligthart (2014) encuentran que este efecto *crowding-out* sobre el consumo y la inversión se produce también aunque el déficit público se financie con impuestos distorsionantes.

Otra forma habitual de aproximarse a los efectos de las políticas fiscales expansivas consiste en centrarse en el tipo de gasto acometido. En muchos trabajos se señala que los multiplicadores de los gastos públicos tradicionalmente considerados improductivos –como el gasto corriente o transferencias sociales– son reducidos (Afonso, 2010; De Castro, 2005; Gechert, 2015; Warmedinger *et al.*, 2015), aunque Gechert y Rannenberg (2014) matizan que dichos multiplicadores pueden ser elevados en épocas de crisis. Por su parte, Coenen *et al.*, (2012) sostienen que un incremento de gastos de esta naturaleza pueden conllevar unos multiplicadores mayores que 1 si dicho incremento va destinado a agentes específicos, mientras que Sen (1997), Bouthevillain *et al.* (2009) y Costa *et al.* (2016) indican que tales shocks podrían resultar muy positivos en la demanda agregada a corto plazo, especialmente en tiempos de recesión. Por otro lado, análisis como el de Lucas (1988), Card (2001) y Psacharopoulos y Patrinos (2004) identifican impactos económicos positivos en el gasto público en educación, y Arestis y Sawyer (2004) y Afonso y Alegre (2011) lo hacen también con el gasto sanitario. Bauernschuster y Schlotter (2015) hacen lo propio con el gasto en cuidado infantil, ya que podría incrementar sustancialmente la participación laboral de los padres y madres y fomentar así el crecimiento.

En cuanto al empleo, hay muchos trabajos que abordan el efecto *crowding-out* que puede provocar sobre el empleo privado un incremento del empleo público: Malley y Moutos (1996) lo hacen para Suecia; Forni y Giordano (2003) y Lamo *et al.* (2013) para las economías de la OECD; Ardagna (2007) y Fernández-de-Córdoba *et al.* (2012) para economías de la zona euro y otras europeas; Pappa (2009) para las economías del G7; Behar y Mok (2019) tanto para economías avanzadas y emergentes; Michaillat (2014) para Estados Unidos y Stepanyan y Leigh (2015) para países de ingreso medio. La lógica de fondo es que como el sector público y el privado contratan acudiendo a la misma bolsa de desempleados, cuando lo hace el primero disminuye el número de potenciales trabajadores para el segundo. Esto eleva el coste de contratación para las empresas privadas y, en consecuencia, disminuye el empleo privado.



En cambio, desde otros enfoques más centrados en los salarios que en el volumen de empleo, autores como Bhaduri y Marglin (1990), Berges y Ontiveros (2014), Onaran y Obst (2016) o Stockhammer (2016) señalan los efectos positivos que –dependiendo de si el modelo de crecimiento de la economía está impulsado por los salarios o por los beneficios– podría tener un incremento de los salarios públicos.

Por último, está ampliamente contrastado el impacto positivo que tiene la inversión pública en la rentabilidad económica de las empresas y en la actividad económica en general (Melo *et al.*, 2013; Pereira y Andraz, 2013; Romp y Haan, 2007). Al fin y al cabo, la inversión pública intensificaría el efecto de los multiplicadores fiscales sobre el producto y el empleo, tal y como se pone de manifiesto en trabajos como los de Freedman *et al.* (2009), Ilzetzki *et al.* (2013) o Coenen *et al.* (2012). Uno de los trabajos precursores más reconocidos en este ámbito es el de Aschauer (1989), que presenta unos multiplicadores fiscales de la inversión sustancialmente elevados (bastante más que los de la inversión privada). Leeper *et al.* (2010) y Elekdag y Muir (2014) incorporan un matiz al análisis: el retraso en la ejecución de las inversiones públicas puede hacer que los efectos positivos tarden tiempo en aparecer y, por lo tanto, puede ocurrir que a corto plazo el impacto sea nulo o incluso negativo.

En cuanto a políticas fiscales expansivas desde el lado de los ingresos, es habitual encontrarse trabajos que señalan lo perjudicial que resultan para la actividad económica los impuestos al trabajo, asumiendo que una reducción de los mismos estimularía el crecimiento económico y también mejoraría la situación fiscal, como por ejemplo los de Almeida *et al.* (2010), Hernández de Cos y Thomas (2012), y el de Jacquinot *et al.* (2018); si bien en otros trabajos como el de Stähler y Thomas (2012) se indica que los impuestos al trabajo no son tan negativos (ni siquiera incrementos de los mismos lo son).

Hasta ahora hemos abordado los planteamientos que se refieren a una política fiscal expansiva. A continuación haremos lo propio con una política fiscal contractiva.

### *1.3 Efectos expansivos no keynesianos*

Puesto que los economistas clásicos interpretaban que las economías siempre están en pleno empleo, la unidad monetaria que dejase de gastar el sector público sería gastada automáticamente por el sector privado, dejando el producto inalterado. En cambio, desde un punto de vista keynesiano, la reducción de gastos o el incremento de impuestos tienen un efecto negativo en el producto a través de una reducción de la demanda efectiva. Partiendo de un enfoque neoclásico, las consolidaciones fiscales podrían ser expansivas siempre que se viesan como un indicador de futuras reducciones de impuestos, ya que los agentes económicos se verían animados a consumir e invertir más a sabiendas de que su carga fiscal iría descendiendo con el paso del tiempo.

Esto último es lo que se conoce como “efectos expansivos no keynesianos”, cuya evidencia ha sido hallada en trabajos que utilizan distintas metodologías, distintas definiciones de contracciones fiscales y distintas muestras de países (aunque se concentran en los miembros de la OCDE). Entre todos ellos Perotti (1999), Van Riet (2010) y Afonso (2010) encuentran que la consolidación fiscal expansiva es más probable que ocurra cuando los niveles de deuda pública son elevados. Por su parte,

Feldstein (1982), Giavazzi y Pagano (1990, 1996), y Giavazzi *et al.* (2000), señalan que lo importante para que la consolidación fiscal sea expansiva es el tamaño de la misma, mientras que Alesina y Ardagna (1998), Alesina *et al.* (2002), Giudice *et al.* (2003) y Forni *et al.* (2009) apuntan que lo relevante es la composición de los ajustes, no su volumen. Por su parte, McDermott y Wescott (1996) se sitúan en un punto intermedio al concluir que ambos factores (composición y tamaño) están al mismo nivel de importancia. En cambio, Von Hagen *et al.* (2001), a pesar de que encuentran evidencia generalizada de los efectos expansivos no keynesianos, no observan evidencia empírica ni a favor ni en contra en la Unión Europea<sup>10</sup>.

#### 1.4 Composición de la consolidación fiscal

El tipo de ajuste aplicado ha sido un elemento central para muchos analistas<sup>11</sup>. Como ya se ha comentado, algunos autores encuentran que los multiplicadores de los gastos improductivos son reducidos, de forma que este tipo de gastos serían los más indicados para minorar y lograr así una expansión fiscal no keynesiana (Afonso, 2010; De Castro, 2005; Gechert, 2015; Warmedinger *et al.*, 2015); aunque algunos como Gechert y Rannenberg (2014) descartan que eso sea buena idea cuando hay recesión económica, ya que los multiplicadores de dichos gastos son elevados en ese momento.

Los salarios de los empleados públicos también han atraído una notable atención. Muchos autores consideran que, aunque existe un amplio consenso en que un recorte de los salarios públicos tiene un impacto negativo a corto plazo, a medio y largo plazo el efecto podría ser positivo gracias al efecto de imitación que se produciría en el sector privado<sup>12</sup>, lo que a su vez mejoraría las expectativas de beneficio e inversión empresarial así como la competitividad de la economía (Afonso y Gomes, 2014; Hernández de Cos y Moral-Benito, 2016; Holm *et al.*, 2010; Linnemann, 2009; Marzinotto y Turrini, 2016). En algunos de estos trabajos se hace hincapié en que los efectos contractivos a corto plazo de los recortes salariales son menos perjudiciales para la economía que los provocados por recortes en empleo (Bermperoglou *et al.*, 2013; Lamo *et al.*, 2018). Y, generalmente, se considera que la mejor forma de reducir la factura de los sueldos públicos es a través de reformas estructurales y no temporales (Forni y Novta, 2014; IMF, 2015). En otros trabajos como los de Algan *et al.* (2022), Stähler y Thomas (2012) o Stepanyan y Leigh (2015) el foco se pone sobre el volumen de empleo público y no tanto sobre los salarios.

Desde el punto de vista de consolidar las cuentas públicas a través de ajustes impositivos también existe mucha heterogeneidad de estudios y resultados. Por un lado se encuentran quienes señalan que, como los multiplicadores de los ajustes impositivos serían más elevados que los basados en gasto, estos últimos serían menos recesivos y duraderos –e impondrían un lastre menos pesado en la economía– (Alesina *et al.*, 2019; Alesina y Ardagna, 1998; Giavazzi *et al.*, 2000; Von Hagen *et al.*, 2001; Kataryniuk y Vallés, 2018). No obstante, está mucho más extendida en la literatura –especialmente en los últimos años– la consideración opuesta: los multiplicadores fiscales son más altos

---

<sup>10</sup> La consolidación fiscal expansiva ha sido criticada duramente tanto desde el plano teórico como empírico (Botta y Tori, 2018; Boyer, 2012). En el epígrafe 1.6 se profundizará al respecto.

<sup>11</sup> La mayoría de ellos consideran que los efectos de una consolidación fiscal basada en gastos no son los mismos que los de otra basada en ingresos; aunque hay excepciones, como la que presentan Kilponen *et al.* (2015).

<sup>12</sup> Este mecanismo de transmisión es estudiado, entre otros, por Lindquist y Vilhelmsson (2006), Pérez y Sánchez-Fuentes (2011), Lamo *et al.* (2012), Zeilstra y Elbourne (2014) y Afonso y Gomes (2014).

si la consolidación se basa en gastos (Blot *et al.*, 2014; Callegari *et al.*, 2012; Carbonnier *et al.*, 2016). Por su parte, Fazzari *et al.* (2015) indican que esto sólo es así cuando la economía está en lo más bajo del ciclo. Otros autores, como Beetsma *et al.* (2018), explican que este resultado se debe a que las consolidaciones fiscales basadas en gastos son políticamente más inaceptables de cara al electorado, lo que provoca que los gobernantes apliquen con mayor intensidad y firmeza ajustes en los ingresos, resultando así más efectivos que aquellos basados en gastos.

Estos planteamientos han sido empleados para desarrollar una propuesta concreta de consolidación fiscal que pretende ser lo más eficiente y menos dañina posible: la conocida como “expansión del presupuesto equilibrado” (*Budget Balanced Expansion*). Consiste en incrementar los ingresos para sanear las cuentas pero al mismo tiempo aumentar de forma paralela los gastos para estimular la actividad económica. Puesto que los multiplicadores de los gastos serían más elevados que los de los ingresos, se lograría sanear las cuentas públicas al mismo tiempo que se le daría un empujón necesario a la economía. Propuestas concretas se pueden encontrar en Wren-Lewis (2011), Mulheirn (2012), Ragan (2013), Karagounis *et al.* (2015), Uxó y Álvarez (2017) y Uxó *et al.* (2018).

Otra propuesta que va en un sentido similar aunque ligeramente diferente consiste en aplicar lo que se conoce como la “regla de oro de las finanzas públicas”<sup>13</sup>. Parte de la premisa –ya señalada– de que la inversión pública genera impactos económicos positivos y potentes en la actividad económica, por lo que sería desaconsejable reducirla en procesos de consolidación fiscal (Barbiero y Darvas, 2014; Kumar *et al.*, 2012; Pappa, 2011). Concretamente la propuesta consiste en diferenciar la inversión pública del resto de gastos públicos a la hora de construir los indicadores fiscales que guían la consolidación fiscal. Acorde a esta visión, en el cómputo del déficit y la deuda pública de cara a las reglas fiscales no debería incluirse aquella inversión pública que impulsa a medio plazo la actividad económica generando así ingresos públicos futuros, entendiendo que el gasto de “hoy” sería compensado con ingresos de “mañana”. Es lo que se defiende en trabajos como los de Fitoussi y Creel (2002), Blanchard y Giavazzi (2004), Devon (2012), Truger (2015, 2016) y McCausly y Theodossiou (2016). Como se puede fácilmente intuir, el punto delicado de esta visión radica en la distinción que sería necesario realizar entre aquellos gastos públicos que se pueden considerar inversión y los que no (Turrini, 2004; Väilä y Mehrotra, 2005). Algunos autores proponen incluir en el concepto de inversión la educación pública y otros gastos sociales así como excluir del mismo los gastos militares (Buxbaum, 2015) y la depreciación de dichas inversiones (Bom y Ligthart, 2014; Gechert, 2015).

Pero los análisis también descienden hasta el tipo de ajustes impositivos que se pueden realizar durante una consolidación fiscal y los impactos que provocan. El grueso de los estudios se centran en los efectos que podría provocar un incremento de los tipos marginales en la renta, ya que son los más reivindicados por razones redistributivas. Estas motivaciones, a su vez, están basadas en principios de justicia social pero también de eficiencia económica, pues, tal y como ya apuntó Keynes y señalamos antes, se argumenta que si se redistribuyese renta desde contribuyentes con baja propensión marginal a consumir hacia quienes la tienen elevada la demanda efectiva podría crecer

---

<sup>13</sup> Esta regla ha sido un concepto de finanzas públicas tradicional ampliamente aceptado en la academia para abordar las consolidaciones fiscales durante décadas (ver Colm y Musgrave, 1960; Musgrave, 1939).

(Farhi y Werning, 2016). Sin embargo, son bastantes los trabajos en los que se señala el efecto perjudicial de aumentar la presión fiscal sobre las capas más acaudaladas, puesto que los cambios que provocaría en la intensidad del trabajo, en las decisiones personales, en movimientos de evasión fiscal y en otras respuestas de comportamiento probablemente lastrarían la actividad económica e impedirían un incremento en la recaudación (OECD, 2012; Salanié, 2011).

No obstante, esa respuesta de los trabajadores en relación a su participación en el mercado laboral frente a un aumento en los impuestos resulta poco convincente a autores como Corneo (2005) o Evers *et al.* (2008), que subrayan que dicha participación es explicada más bien por la necesidad de ganarse la vida en combinación con las normas sociales, lo que hace muy rígida la elasticidad de la oferta de trabajo a un cambio en el salario por hora. Por otro lado, en IMF (2013) se señala que en la mayoría de los países de la OCDE el tipo superior de la renta está por debajo del óptimo, por lo que habría margen para incrementarlo sin provocar efectos perjudiciales. En cuanto a las críticas relacionadas con el aumento de la evasión fiscal en caso de aumentar los tipos marginales, Kleven *et al.* (2013) y Young y Varner (2011) señalan que, a pesar de los ejemplos individuales de migración de millonarios, sería improbable que los hogares ricos intentasen cambiar su país de residencia para evitar la imposición.

El impuesto sobre el capital también ha recibido mucha atención en la literatura. Autores como Piketty *et al.* (2014), Diamond y Saez (2011) y Bach (2013) señalan que los niveles actuales del impuesto estarían generalmente por debajo del óptimo (cualquier cota por encima de dicho nivel perjudicaría la inversión), por lo que habría margen para incrementarlos en aras de lograr una consolidación fiscal sin perturbar por ello la actividad económica. En cambio, muchos otros analistas consideran que este impuesto perjudica la inversión empresarial y que es precisamente su disminución lo que conllevaría efectos positivos tanto en términos de actividad económica como de saneamiento fiscal (Forni *et al.*, 2009; Kumar *et al.*, 2012). Otros autores, como Banks y Diamond (2011) y Attanasio y Wakefield (2010) relativizan dichas afirmaciones al considerar positiva la existencia del impuesto en cuanto que no perjudicarían notablemente la inversión y permitirían una mayor distribución de la renta.

En cuanto a los impuestos sobre los beneficios empresariales también hay una clara discrepancia. Por un lado, se suele señalar que estos impuestos son los más dañinos para el crecimiento porque desincentivarían las inversiones y las mejoras de productividad, cruciales para la actividad económica (de Mooij y Ederveen, 2008; OECD, 2010; Vermeend *et al.*, 2008). Por otro lado, se indica que la inversión empresarial depende más de las oportunidades de mercado y de las presiones competitivas, por lo que los cambios en los impuestos a las empresas no tendrían por qué perjudicar el crecimiento económico (Acosta-Ormaechea *et al.*, 2019; Godar *et al.*, 2015; Maffini, 2013; Reinhard y Li, 2011). Desde esta última perspectiva se considera que un aumento en el impuesto incrementa la recaudación porque la base impositiva depende más de los costes laborales unitarios y de los ingresos per cápita que de los tipos impositivos (Riedl y Rocha-Akis, 2012) y, aunque no se niega el incentivo a la evasión fiscal, queda relativizada (por ejemplo, Heckemeyer y Overesch (2017), indican que incrementar los impuestos empresariales provocaría pérdida de recaudación por evasión fiscal pero solamente en menos de un tercio).

Por último, otros impuestos analizados con cierto detenimiento son los que recaen en el consumo y en la propiedad inmobiliaria. Por ejemplo, Coenen *et al.* (2012) ponen de manifiesto que los multiplicadores son positivos aunque menores que la unidad y Cottarelli y Jaramillo (2013) y Joumard *et al.* (2012) señalan que son los impuestos menos distorsionantes y, por lo tanto, los más adecuados para incrementar la recaudación al mismo tiempo que se reduciría la desigualdad.

### *1.5 Consolidación fiscal con altos niveles de deuda pública*

Ya apuntábamos antes que algunos autores señalan que la consolidación fiscal expansiva es más probable que ocurra cuando los niveles de deuda pública son elevados (Cecchetti *et al.*, 2011; Doménech y González-Páramo, 2017; Eberhardt y Presbitero, 2015; Reinhart y Rogoff, 2009). El razonamiento de fondo se basa en que cuando la deuda pública presenta niveles elevados los multiplicadores se contraen y el crecimiento económico queda lastrado, por lo que la mejor forma de darle la vuelta a la situación sería disminuyendo la deuda (Afonso y Alves, 2015; Checherita-Westphal y Rother, 2012; Hernández de Cos *et al.*, 2018; Sutherly *et al.*, 2012; Woo y Kumar, 2015). De ahí que exista una amplia literatura con la que se pretende descubrir cuáles son los niveles óptimos de deuda pública para asegurar el crecimiento económico (Aiyagari y McGrattan, 1998; Desbonnet y Kankanamge, 2017; Flodén, 2001; Golosov *et al.*, 2006; Werning, 2007; Woodford, 1990) o, al menos, dónde se encuentran los niveles prudenciales de deuda pública que protegen frente a la suspensión de pagos (Bi *et al.*, 2013; Collard *et al.*, 2015; Daniel y Shiamptanis, 2012; Fall, F., Fournier, 2015; Ghosh *et al.*, 2013). Según Baum *et al.* (2012), estos niveles óptimos han cambiado tras la crisis económica de 2008.

Tradicionalmente se ha considerado que existen dos canales fundamentales a través de los cuales la mala situación de las finanzas públicas pueden disminuir los multiplicadores fiscales y afectar al crecimiento económico: a) el incremento en el pago de intereses de deuda pública y b) el efecto riqueza negativo (expectativas de incrementos impositivos).

Con respecto al pago de intereses, las dificultades de financiación del Estado derivadas del incremento en el spread financiero contagiarían también al sector privado, haciendo más complicado el consumo y la inversión (Corsetti *et al.*, 2013; Vranceanu y Besancenot, 2013). Precisamente por ello, la reducción de estos intereses se suele presentar como una de las mejores vías para lograr el crecimiento económico y, al mismo tiempo, la consolidación fiscal. Los ajustes fiscales, aunque tengan a corto plazo un impacto negativo en la actividad económica, podrían arrojar resultados positivos si vienen acompañadas de una reducción en la prima de riesgo (Blanchard, 1990; Locarno *et al.*, 2014; Nickel y Tudyka, 2014). Aunque, como apuntan Chang y Leblond (2015) y Lalik (2017), si la elevada prima de riesgo se debe a factores exógenos como el miedo de los mercados financieros (en vez de deberse a una respuesta lógica y endógena a la mala situación de las finanzas públicas) entonces los efectos negativos de una consolidación podrían ser mayores de lo esperado puesto que la misma no tendría por qué reducir la prima de riesgo a corto plazo. Esta irracionalidad de los mercados podría darse también, según Afonso (2011), en sentido inverso: no castigar a economías con finanzas públicas bastante deterioradas.

En cuanto al efecto riqueza negativo, los niveles elevados de deuda pública serían entendidos como antesalas de incrementos impositivos, de forma que los agentes económicos reaccionarían reduciendo su consumo e inversión para maximizar el ahorro (Chalk y Tanzi, 2002; Demirci *et al.*, 2019). De ahí que autores como Blanchard (1990), Afonso (2010) o Abbas *et al.* (2013) señalen que cuando la deuda pública es elevada es más probable disfrutar de efectos no keynesianos mediante la consolidación fiscal, ya que los agentes económicos esperarían que el gobierno no elevase mucho los impuestos en el futuro para pagar la deuda que estaría liquidando en la actualidad.

Muchos autores utilizan estos planteamientos para señalar la pertinencia de aplicar consolidaciones fiscales a la mayor velocidad posible cuando el endeudamiento público es muy elevado: como en dicha situación los multiplicadores son reducidos, existe un amplio margen para aplicar los ajustes fiscales sin que el impacto negativo a corto plazo sea muy importante (Bi *et al.*, 2013; Corsetti *et al.*, 2013; Díaz-Roldán, 2017; Müller, 2014). Desde este punto de vista, aunque a corto plazo los ajustes fiscales puedan contraer el PIB, también conllevarían una recuperación más temprana y menores costes en términos de valor actualizado (Almeida *et al.*, 2010), especialmente si al mismo tiempo se aplicasen reformas estructurales que redujesen las distorsiones existentes en los mercados de bienes y de trabajo (Gavilán *et al.*, 2012).

Sin embargo, otros autores no encuentran relación directa entre posición fiscal o nivel de deuda pública y crecimiento económico. Según Égert (2015), esta relación queda siempre contaminada por muchos factores coyunturales, de forma que cuando el periodo de análisis es lo suficientemente extenso (en su trabajo acapara desde 1790 hasta 2009) no se encuentra relación negativa o, al menos, no una significativa. Por su parte, Panizza y Presbitero (2012) señalan que cuando se ajustan las cuentas públicas teniendo en cuenta los efectos por el tipo de cambio, la relación entre deuda pública elevada y crecimiento desaparece (al menos para las economías avanzadas).

#### *1.6 Cambios tras 2008: crisis, austeridad autoderrotada y tipos de interés cercanos a cero*

Antes de la crisis económica internacional de 2008 se consideraba generalmente que los multiplicadores fiscales no variaban notablemente a lo largo del tiempo<sup>14</sup>. Sin embargo, después del estallido de dicha crisis muchos autores constataron que los multiplicadores comenzaron a mostrarse mucho más elevados que antes (Baum y Koester, 2011; Karras, 2014; Mitnik y Semmler, 2012). Hay algunos autores que no han encontrado evidencia de que esto haya sido significativamente así, como Owyang *et al.* (2013) o, para el caso de la inversión pública, (Jong *et al.*, 2017). Otros, por su parte, restan importancia a dicha observación al hacer referencia solamente a los multiplicadores de corto plazo (Górnicka *et al.*, 2018).

Muchas explicaciones –la mayoría complementarias entre sí– han emergido para dar respuesta a estos aumentos en los valores de los multiplicadores fiscales. Una de ellas sitúa la recesión económica como causa del incremento en los multiplicadores, puesto que en dicho momento del ciclo las economías tienen mucha más holgura para incrementar la renta a partir de incrementos de demanda efectiva –concretamente de gasto

---

<sup>14</sup> Por supuesto, había excepciones. Por ejemplo, Kirchner *et al.* (2011) señalaron que la efectividad de la política fiscal había estado decreciendo durante las últimas décadas, mientras que otros como Burriel *et al.* (2010) o Paredes *et al.* (2011) indican exactamente lo contrario.

público—. Algunos de los estudios que encuentran evidencia en este sentido son los de Auerbach y Gorodnichenko (2012), Fazzari *et al.* (2015) y Michaillat (2014) para Estados Unidos; Baum *et al.* (2012) para los países del G7 exceptuando Italia; Callegari *et al.* (2012) para Estados Unidos, la Eurozona y Japón; Monokroussos y Thomakos (2012) y Frangakis (2015) para Grecia; Hernández de Cos y Moral-Benito (2013) y Martínez y Zubiri (2014) y Rosnick y Weibstrot (2013) para España; Warmedinger *et al.* (2015) para la Eurozona; Qazizada y Stockhammer (2015) para 21 países de la OCDE; y Bellod Redondo (2016) para los PIGS (Portugal, Irlanda, Grecia y España). También existen trabajos que hacen hincapié en que después de una recesión los multiplicadores de ingreso son más elevados que los de gasto, como el de Kataryniuk y Vallés (2018) o el de Alesina *et al.* (2015).

Esta interpretación es la que ha llevado a muchos autores a sugerir que, puestos a realizar consolidaciones fiscales, estas no deberían aplicarse en periodos de recesión económica para evitar la intensificación del daño económico, sino que deberían reservarse para cuando el crecimiento económico se hubiera recuperado —lo que disminuiría el impacto y duración del impacto provocado por los ajustes fiscales— (Blanchard y Portugal, 2017; Blot *et al.*, 2014; Christodoulakis, 2013; Ferreira *et al.*, 2015; Ortiz, 2013).

Es más, muchos analistas señalan que aplicar políticas de consolidación fiscal durante recesiones económicas podría conllevar un incremento de la deuda pública, que es precisamente lo contrario que se perseguiría. A esta paradoja se le suele denominar “austeridad autoderrotada”, y se basa en el siguiente razonamiento: políticas fiscales restrictivas materializadas en momentos de recesión económica —y por lo tanto con multiplicadores de gasto elevados— agravarían aún más la caída del nivel de actividad económica, provocando con ella una caída de los ingresos impositivos, un aumento de los gastos asociados a los estabilizadores automáticos y, por lo tanto, un empeoramiento de las finanzas públicas. En consecuencia, realizar ajustes fiscales en periodos de recesión podría no ir aparejado a una reducción del déficit público (de hecho, incluso podría conllevar un incremento del mismo) y, sobre todo, podría provocar un incremento del indicador de deuda pública sobre el PIB como consecuencia añadida del descenso en el denominador. De forma inversa, aplicar políticas fiscales expansivas podría contribuir a reducir tanto el déficit público como la deuda pública a través de un impulso del PIB así como de mayores ingresos y menos gastos (Botta y Tori, 2018; Boyer, 2012).

Se hace hincapié sobre estas aparentes paradojas en los trabajos de Chick y Pettifor (2011) para el Reino Unido, Gros y Maurer (2012), Dodig y Herr (2015), Mastromatteo y Rossi (2015), Ortiz (2016) y Heimberger (2017) para la Eurozona, Holly y Portes (2012) para la Eurozona y los Estados Unidos, de Bustillo (2013) para la Unión Europea de los 27, Fatás y Summers (2018) para multitud de economías avanzadas y emergentes, Erixon (2015) para Suecia, y de Amaral y Lopes (2017) para Portugal. En cambio, en algunos trabajos se pone de manifiesto que el incremento de la deuda pública en porcentaje del PIB como consecuencia de los ajustes fiscales es sólo transitoria, ya que con el paso del tiempo volvería a bajar hasta su nivel inicial (Cherif y Hasanov, 2018) o incluso por debajo (Eyraud y Weber, 2013). Attinasi y Metelli (2017) matizan que esto último sólo es así si la consolidación se realiza a través de recortes de gastos y no de ingresos (en cuyo caso el nivel de la deuda pública final sería igual al inicial).

El reconocimiento de la importancia de los estabilizadores automáticos ha servido para cuestionar la consolidación fiscal expansiva recurriendo también a dos argumentos adicionales. El primero es que la causalidad podría ir desde la recuperación de la actividad económica hacia el saneamiento de las cuentas públicas, y no al revés como los defensores de los efectos no keynesianos mantienen. El segundo es que la salud de las finanzas no dependería únicamente de las políticas fiscales aplicadas por los gobiernos correspondientes, sino que responderían también al ciclo económico, algo que a menudo ignorarían los proponentes de los efectos no keynesianos y que les llevaría a extraer conclusiones erróneas (Baker y Rosnick, 2014; Guajardo *et al.*, 2014).

Otra explicación de por qué los multiplicadores fiscales son mayores después de 2008 reside en la reducción de los tipos de interés a niveles cercanos a cero que los bancos centrales llevaron a cabo como respuesta a la crisis. El razonamiento utilizado es el siguiente: en condiciones normales, las autoridades monetarias -rigiéndose por la regla de Taylor- elevan los tipos de interés cuyo persiguen enfriar la economía y contener la inflación, algo que no podrían hacer cuyo se han comprometido a fijar los tipos en un nivel cercano a cero, de forma que en dicha situación cualquier shock fiscal calentaría la actividad económica sin que la política monetaria pudiera actuar como contrapeso. Entre los distintos estudios teóricos que existen al respecto destacan los de Woodford (2011), Wolters (2012), Denes *et al.* (2013), Carrillo y Poilly (2013), Bletzinger y Lalik (2017). Algunos estudios empíricos son los de Coenen *et al.* (2012), Christiano *et al.* (2011), Stehn (2012) y Delong y Summers (2012) para Estados Unidos, Almunia *et al.* (2010) para 27 economías avanzadas y de ingreso medio, Boussard *et al.* (2013) y Burgert y Wiely (2013) para la Unión Europea, y Eichengreen y O'Rourke (2012) para la Eurozona.

En general, esta explicación puede ser compatible con la apuntada anteriormente –la recesión económica eleva los multiplicadores fiscales- aunque, como señala Hall (2009), en los periodos anteriores a 2009 hubo recesiones y los multiplicadores no fueron tan elevados, quedando la posibilidad, por tanto, de que la verdadera causa del nuevo fenómeno sea la política monetaria de tipos cercanos a cero. La mayoría de estos estudios sitúan los multiplicadores muy por encima de la unidad, aunque otros, aun reconociendo que en tiempos normales serían menores, señalan que estarían sólo ligeramente por encima de la unidad (Cogan *et al.*, 2010). Erceg y Lindé (2014) aseguran que, en cualquier caso, esta particular situación dependerá del tiempo que se mantenga vigente la política monetaria ultraexpansiva. Para algunos, éste sería el momento propicio para consolidar fiscalmente a través de recortes de gasto porque en este contexto dicho movimiento podría resultar expansivo (Bi *et al.*, 2013) mientras que para otros el impacto en el PIB de recortes de gasto es más elevado que el de aumentos impositivos cuyo los tipos de interés están próximos a cero (Eggertsson, 2010).

Otra explicación al aumento de los multiplicadores tras 2008 radica en el intenso desapalancamiento que sigue a los fenómenos de elevado endeudamiento privado experimentados antes de la crisis. Con tasas de crecimiento del crédito y del consumo privado reducidas o incluso negativas, cualquier estímulo del gasto público encontraría vía libre para impactar fuertemente en la actividad económica (Afonso *et al.*, 2018; Eggertsson y Krugman, 2012; Farhi y Werning, 2016). Batini *et al.* (2019) muestran, además, que el retraso que la deuda privada impone al crecimiento económico es más severo que el producido por el endeudamiento público. Asimismo, autores como Yrés



*et al.* (2017) añaden que el proceso de desapalancamiento puede ser retardado e intensificado si se realizan consolidaciones fiscales agresivas, retrasando la recuperación económica y causando mayores pérdidas de actividad en el medio plazo. Siguiendo un razonamiento similar, la débil demanda externa resultante de la crisis internacional conformaría otra explicación al incremento de los multiplicadores fiscales tras la crisis, ya que estaría actuando como lastre a la demanda del sector privado, permitiendo una fácil sobre-reacción de la economía frente a cualquier shock de gasto público (Eyraud y Weber, 2013).

Por último, otra explicación se basa en que tradicionalmente los multiplicadores fiscales se habrían subestimado por los métodos de cálculo utilizados, siendo éste un error que habría quedado al descubierto tras la crisis y cuya corrección habría generado la sensación de que los multiplicadores fiscales habían aumentado desde entonces (Blanchard y Leigh, 2013; Parker, 2011).

### *1.7 Factores institucionales*

Otra forma de aproximarse a la efectividad de la política fiscal es hacerlo considerando los factores institucionales que caracterizan a las economías en cuestión. Muchos de los autores que estudian el impacto económico de la política fiscal matizan que cualquier movimiento en este campo estará fuertemente vinculado a las rigideces existentes en los mercados de trabajo, de bienes y de servicios. Por eso, tras un shock de política fiscal, economías con unos mismos niveles de déficit o deuda podrían experimentar efectos económicos muy dispares si están caracterizadas por factores institucionales diferentes (Masuch *et al.*, 2017; Wyplosz, 2007). Esta visión suele desembocar en recomendaciones para aplicar reformas estructurales en aquellas economías con más rigideces (Arce *et al.*, 2016; Gavilán *et al.*, 2012).

Existen análisis que sitúan los factores políticos como causantes de los distintos niveles de los multiplicadores de gasto. Estos factores pueden ir desde el grado de descentralización política del país en cuestión hasta la proximidad de convocatorias electorales. Por ejemplo, Pappa (2011) señala que cuando el gasto federal de Estados Unidos se combina con el gasto a nivel estatal el impacto expansivo es mayor. Por su parte, Poterba (1994), Alt y Lowry (1994) y Roubini y Sachs (1989) concluyen que la descentralización del gasto no perjudica per se las finanzas públicas, pero que sí retrasa los ajustes de consolidación fiscal, razón por la cual según Alesina y Perotti (1996b) las leyes de presupuesto equilibrado deberían afectar especialmente a los niveles subgubernamentales. Afonso (2011) y Hotunluoğlu (2016) apuntan, observando la realidad del Estado portugués y el turco, respectivamente, que un mayor grado de descentralización del gasto público es perjudicial para la situación fiscal. Afonso (2011) también indica que los comicios electorales afectan negativamente a la mejora del saldo fiscal del país, una conclusión a la que también llega Checherita-Westphal y Žďárek (2017).

Hace ya algún tiempo hubo en la literatura mucho interés por estudiar la importancia que tenía el establecimiento de reglas fiscales sobre la salud de las finanzas públicas y, por ende, sobre el impacto económico de las políticas fiscales (Alt y Lowry, 1994; Poterba, 1994); y lo mismo con respecto a la transparencia y jerarquía del proceso presupuestario y su impacto en la posición fiscal (Alesina y Perotti, 1996; Moore *et al.*, 1979; Rogoff, 1990). Claro que, tras la introducción de numerosas y variadas normas

fiscales en los marcos legislativos de todas las economías desarrolladas durante los años 80 y 90 del pasado siglo (ver subapartado 1.8 para el caso europeo), así como tras una avanzada homogeneización en el diseño y práctica de los presupuestos de las distintas administraciones públicas, estas preocupaciones fueron relegadas a un segundo plano —o directamente abandonadas— para dar paso al análisis del compromiso político de los gobernantes con respecto a estas reglas así como la credibilidad que necesitan ganarse para que dichas reglas sean respetadas (Afonso, 2011; Ardagna, 2004; Bouthevillain *et al.*, 2009; Hernández de Cos y Thomas, 2012), centrándose algunos en la orientación ideológica del partido gobernante en cuestión (Ardagna, 2004) y otros en la política comunicativa de las medidas fiscales aplicadas (Ricco *et al.*, 2016).

En otros trabajos se hace hincapié en que los multiplicadores fiscales dependen de otras características institucionales como el régimen de tipo de cambio (Corsetti *et al.*, 2012; Perotti, 2012), la situación y evolución demográfica (Basso y Rachedi, 2018) u otras circunstancias específicas o factores idiosincráticos de los países (Chudik *et al.*, 2017; Mendoza, 2017; Pescatori *et al.*, 2014; Spilimbergo *et al.*, 2009).

### *1.8 Reglas fiscales*

La razón de ser de las reglas fiscales es orientar y limitar el comportamiento de los gobiernos en materia presupuestaria (Alesina y Perotti, 1996a). Su introducción en el ordenamiento jurídico pretende reducir los incentivos que podrían tener los gobernantes a aumentar el gasto público para obtener rédito político y electoral (Alesina y Tabellini, 1990; Persson y Svensson, 1989), para mitigar la desconexión entre contribuyentes y beneficiarios de las políticas (Velasco, 2000; Weingast *et al.*, 1981), y para prevenir resultados fiscales indeseados (von Hagen, 2002). Otro objetivo paralelo que se persigue con estas reglas es enviar señales de responsabilidad fiscal al público y a los mercados financieros, de forma que no se comprometa ni encarezca el acceso a la financiación. Normalmente las reglas consisten en el establecimiento de niveles de déficit público y deuda que no deberían rebasarse, evitando así un gasto excesivo y salvaguardando una situación económico-financiera que no ponga en duda el cumplimiento de los compromisos financieros (Hatchondo *et al.*, 2012; Heinemann *et al.*, 2014). Otra ventaja de las reglas fiscales sería garantizar la disciplina presupuestaria durante todo el ciclo económico y no sólo en la parte baja del mismo. Normalmente durante las expansiones económicas los Estados gozan de mejor salud financiera y ello funciona como aliciente para aumentar el gasto público. Disponer de reglas fiscales en el ordenamiento jurídico actúa como un importante recordatorio colectivo de las dificultades pasadas (von Hagen, 2002). En la literatura también se pueden encontrar otros objetivos secundarios que se perseguirían con dichas reglas fiscales (Bergman *et al.*, 2016).

Estas reglas tendrían aún más sentido en uniones monetarias porque la imposibilidad de recurrir a la política monetaria y cambiaria generaría fuertes incentivos a corregir los desequilibrios estatales a través de la política fiscal y concretamente mediante un aumento del gasto público. Dicho desequilibrio en las cuentas de un país miembro podría provocar su insolvencia y amenazar, por lo tanto, a la unión monetaria en su conjunto; de forma que, para evitarlo, el banco central común se vería presionado a monetizar dicho déficit (Garratt *et al.*, 1993). El problema de esta respuesta es que se suele presuponer que generaría inflación y que el sector privado, anticipándose a dicho fenómeno en función de sus expectativas, acabaría empujando al alza los tipos de

interés nominales (Kontopoulos y Perotti, 1999; Strauch, 1998). Además, en ausencia de perfecta movilidad del capital internacional, los niveles altos de deuda podrían elevar también los tipos de interés reales (von Hagen y Wolff, 2006). En consecuencia, las reglas fiscales deberían ser intensificadas en una unión monetaria, y ello a pesar de que dicha integración financiera debería conllevar una mejor evaluación de la situación financiera por parte de los mercados y, por lo tanto, mejores condiciones de financiación (Buti, 1998; Garratt *et al.*, 1993).

La disciplina fiscal como requisito imprescindible en una unión monetaria es precisamente el núcleo central del Tratado de Maastricht firmado en 1992 como paso fundamental en la construcción de la Unión Económica y Monetaria Europea (Grieco, 1995). En el artículo 104 apartado *c* de dicho tratado se establecía que “los Estados Miembros deben evitar los déficits gubernamentales excesivos”, quedando dicho nivel fijado en el 3% sobre el PIB al que posteriormente se le añade un umbral de deuda pública del 60% del PIB. El umbral del 3% de déficit público sobre el PIB podía ser sobrepasado pero solamente durante momentos excepcionales y siempre que se mantuviese cerca de dicho nivel y volviese rápidamente por debajo una vez la causa original se hubiese disipado. No obstante, el Tratado no daba más indicaciones para atenerse a dicha interpretación (Baun, 1995; Heipertz y Verdun, 2010).

El ratio de deuda pública sobre el PIB debía permanecer por debajo del 60% o, si se situase por encima, mantener una senda claramente descendente hacia dicho umbral. La deuda pública se define en términos brutos, nominales y consolidados. Cuando un país sobrepasa dichos límites se activa un procedimiento denominado de “déficit excesivo” que incluye diversas recomendaciones para corregir dicha situación, de forma que durante ese tiempo el país debe permanecer bajo un estado de supervisión. El Tratado recoge la aplicación de sanciones en caso de que dicha corrección no tenga lugar, que incluyen multas económicas y depósitos libres de intereses. De todas formas, se transfiere a la Comisión Europea bastante margen de decisión sobre el contenido y aplicación de estas sanciones (Grieco, 1995; Heipertz y Verdun, 2010).

A medida que la construcción de la Unión Económica y Monetaria se iba desarrollando se fueron demandando criterios de disciplina fiscal más específicos y claros, y este es el germen del Pacto de Estabilidad y Crecimiento que fue firmado en 1997 (Heipertz y Verdun, 2010). Quedaron así mejor delimitados los objetivos específicos y a medio plazo de presupuesto equilibrado o superavitarios para cada país, respetando el techo del 3% sobre el PIB incluso durante las recesiones económicas. Se estableció una excepción a la regla del tope del 3% del PIB si había recesiones “excepcionales”, definidas éstas como una caída anual del PIB real de al menos el 2%. Sin embargo, también se podían considerar “excepcionales” las recesiones en las que el PIB cayese anualmente entre un 0,7% y un 2% si la caída era muy abrupta o si la pérdida acumulada del producto era muy superior a las tendencias recientes, entre otras consideraciones. Una vez las causas que habían provocado la situación excepcional desaparecían, el país correspondiente disponía de un año para reducir su déficit público por debajo del 3%. Otro elemento crucial del Pacto de Estabilidad y Crecimiento fue consolidar como umbral de deuda pública el 60% sobre el PIB (Constantini, 2017; Moschella, 2017).

Ahora bien, el shock económico sufrido entre 2000 y 2001 provocó un deterioro en las cuentas públicas de la inmensa mayoría de los países miembros, hasta el punto de activarse muchos protocolos de “déficit excesivo”. Como consecuencia, se originaron

muchas voces que demandaban cambios en los criterios del Pacto de Estabilidad y Crecimiento para que tuviesen más en cuenta las recesiones inesperadas (Blanchard y Giavazzi, 2004). El resultado fue que en el año 2002 las instituciones comunitarias aceptaron reexpresar algunos cálculos del Pacto en términos de presupuesto cíclico ajustado, es decir, teniendo en cuenta el ciclo económico a la hora de calcular y cumplir los objetivos de déficit público (Comisión Europea, 2002). Pero una vez las aguas volvieron a su cauce y las cuentas públicas de los países miembros fueron mejorando, las presiones de quienes exigían medidas de disciplina fiscal más restrictivas volvieron a cobrar fuerza. Las nuevas discusiones desembocaron en una nueva reforma del Pacto en 2005, que incluyó cambios que endurecían los requisitos (se eliminaron algunos supuestos de excepción en el cumplimiento de los objetivos) mientras relajaba algunos otros (por ejemplo, se amplió el tiempo permitido para realizar el ajuste) (Constantini, 2017; Moschella, 2017).

La denominada “crisis del euro” iniciada en 2010 como secuela europea de la Gran Crisis Financiera internacional de 2008 volvió a cambiar el panorama. El vertiginoso crecimiento tanto del volumen de las deudas públicas de los países miembros como de su rentabilidad alimentó la idea de que las reglas fiscales no eran lo suficientemente estrictas y que debían reforzarse (Heipertz y Verdun, 2010; Moschella, 2017). Los paquetes de medidas denominados “Six Pack” y “Two Pack”, aprobados en 2011 y 2013 respectivamente, así como la firma en 2012 del Tratado de Estabilidad, Coordinación y Gobernanza en la Unión Económica y Monetaria (conocido comúnmente como Pacto Fiscal Europeo), vinieron a satisfacer esa demanda (Comisión Europea, 2014; Smeets y Beach, 2020).

Estas tres reformas configuraron un marco de disciplina fiscal mucho más estricto que la reforma de 2005, especialmente para los países más pequeños (Constantini, 2017; Frayne *et al.*, 2013). Para empezar, se estableció la denominada *regla de oro*: “la posición presupuestaria del gobierno general será de equilibrio o superávit”<sup>15</sup>, para lo cual habría que perseguir, como objetivo a medio plazo, un déficit público estructural del 0,5% del PIB. Este objetivo debía ser incluido, además, en la legislación nacional de cada país miembro, preferiblemente en la constitución<sup>16</sup>. En segundo lugar, se le dio más importancia al indicador de deuda pública sobre el PIB y su umbral del 60%, de forma que el procedimiento de déficit excesivo podía aplicársele también a todos los Estados que sobrepasaran dicho límite y que no estuvieran reduciendo su deuda a un ritmo medio del 5% anual durante 3 años (independientemente del nivel de saldo público que estuviesen registrando). En tercer lugar, se creó un nuevo indicador de referencia para guiar el gasto público a partir del cual el mismo no podía crecer más rápido que el crecimiento potencial promedio del PIB –a no ser que viniera acompañado de un incremento de los ingresos de la misma magnitud–. En cuarto lugar, se le dio más importancia a la situación presupuestaria subyacente, poniendo el foco de atención en las cuentas públicas en términos estructurales (es decir, teniendo en cuenta las recesiones económicas y las medidas puntuales que afectan al saldo fiscal). Otra novedad a destacar es que la elaboración de presupuestos dejaba de ser un procedimiento exclusivamente estatal, pues la Comisión Europea debía revisar los

---

<sup>15</sup> Artículo 3, 1ª del Pacto Fiscal.

<sup>16</sup> Exceptuando Reino Unido y República Checa, que no firmaron el Pacto Fiscal Europeo, aunque República Checa finalmente lo firmó en 2014 (Moschella, 2017).

borradores de cada país y no los aceptaban si no cumplían los nuevos criterios de disciplina fiscal (Benczes, 2019; Comisión Europea, 2014).

No obstante, las reformas seguías manteniendo algunas relajaciones en dichos objetivos en función de la existencia de circunstancias excepcionales y teniendo en cuenta el ciclo, además de incluir otras nuevas (como la existencia de una crisis profunda en toda la zona euro). En cualquier caso los acuerdos recogen la posibilidad de sanciones prematuras (depósitos con y sin intereses) para aquellos casos de repetido incumplimiento en los objetivos de medio plazo (Banco Central Europeo, 2012; Comisión Europea, 2014).

El resultado de todas estas reformas ha sido un complejo sistema de criterios y procedimientos que además pueden ser distintos para cada país en función de su situación concreta. De hecho, tras el inicio de la crisis del euro muchos países se acogieron a diversos planes europeos de rescate (el Fondo Europeo de Estabilidad Financiera, el Mecanismo Europeo de Estabilidad y el Mecanismo Europeo de Estabilidad Financiera) y todos ellos estaban condicionados al cumplimiento de una serie de medidas y reformas, entre las cuales se encontraban las de naturaleza fiscal<sup>17</sup>. Acorde a la regulación del “Two Pack”, los países sujetos a dichos programas están obligados a dichas medidas al menos hasta que hayan devuelto el 75% de las líneas de financiación recibidas (Sarmiento, 2018). El ejemplo más paradigmático de todos seguramente sea el de Grecia: el 22 de junio de 2018 se dio por finalizado el cumplimiento de todas las acciones previstas en el programa de Mecanismo Europeo de Estabilidad, y a pesar de ello el gobierno griego adquirió el compromiso de mantener un superávit público primario del 3,5% del PIB hasta 2022 y, a partir de entonces una tendencia en línea con el marco fiscal europeo, que acorde a los análisis de la Comisión Europea debería implicar un superávit primario del 2,2% del PIB de media en el periodo que transcurre desde 2023 a 2060 (Eurogrupo, 2018).

En marzo de 2020, debido a la pandemia del Covid-19 y como vía para combatir con gasto público la emergencia sanitaria, la Comisión Europea propuso la activación de la cláusula general de salvaguardia del Pacto de Estabilidad y Crecimiento, de forma que quedaban suspendidos temporalmente los requisitos presupuestarios anteriormente señalados (Comisión Europea, 2020). El Consejo Europeo dio el visto bueno a esta propuesta el 23 de marzo de 2020, dejando muy claro que “los ministros siguen plenamente comprometidos con el cumplimiento del Pacto de Estabilidad y Crecimiento” y haciendo hincapié en su carácter extraordinario y temporal (Consejo Europeo, 2020). En el momento de escribir estas líneas (agosto de 2020), la suspensión sigue vigente.

En el siguiente subapartado veremos que parte de la literatura académica incorpora un elemento novedoso al asunto de la política fiscal que no suele ser muy tenido en cuenta por regla general -y menos en el diseño de las reglas fiscales europeas<sup>18</sup>-. el saldo por cuenta corriente.

---

<sup>17</sup> Estos fondos están pensados para ofrecer ayuda financiera a los Estados Miembros, pero también existe un programa de ayudas para los no miembros, el Fondo de Balanza de Pagos, que, en colaboración con el Fondo Monetario Internacional, también condiciona las ayudas a fuertes compromisos de disciplina fiscal (Burriel *et al.*, 2010; Paredes *et al.*, 2009).

<sup>18</sup> A decir verdad, la Unión Europea diseñó en 2011 un mecanismo denominado “Procedimiento de Desequilibrio Macroeconómico” que incorporaba el saldo por cuenta corriente de los estados miembros como guía a tener en

### 1.9 Saldo fiscal y saldo por cuenta corriente

Dentro del repaso sobre distintos enfoques teóricos que abordan el impacto de la política fiscal, resulta conveniente reparar en el debate particular que existe en la academia con respecto a la relación que existe entre el saldo fiscal y el saldo por cuenta corriente. En primer lugar la interpretación convencional, la “hipótesis de los saldos gemelos<sup>19</sup>”, establece que un shock de déficit público provoca *crowding out* (de tipo financiero) que incrementa el déficit por cuenta corriente. Según esta hipótesis, el incremento del déficit público elevaría los tipos de interés, provocando una entrada de capitales y una apreciación de la moneda. Dicha apreciación perjudicaría a las exportaciones e impulsaría las importaciones, deteriorando el saldo por cuenta corriente. Muchos autores han encontrado evidencia en este sentido para distintas economías y periodos temporales, destacando (Eurogrupo, 2018), Bahmani-Oskooee (1992), Rosensweig y Tallman (1993), Leachman y Francis (2002) y Blanchard (2007) para Estados Unidos EEUU; Vamvoukas (1999), Kollintzas *et al.* (2012) y Brissimis *et al.* (2012) para Grecia; Chinn y Prasad (2003) para varias economías industriales y emergentes; Salvatore (2006) y Teney (2014) para las economías del G7 –incluyendo a Australia el último–; Baharumshah y Lau (2007) para Tailandia; Chinn e Ito (2007) para economías del sudeste asiático Beetsma *et al.* (2008), Barnes *et al.* (2011), Bluedorn y Leigh (2011) y Trachanas y Katrakilidis (2013) para 14 países de la Unión Europea y la Eurozona, respectivamente; Premaratne *et al.* (2011) y Perera y Liyanage (2012) para Sri Lanka; Gaysset *et al.* (2019) para países del sur de Europa y del norte de África y Medio Oriente; y Akalpler y Panshak (2019) para Nigeria. Erceg *et al.* (2005) también encuentran evidencia en este sentido pero matizan la intensidad de la causalidad. Por su parte, Kim y Roubini, (2008), en un estudio para Estados Unidos, obtienen resultados inusuales: los shocks fiscales no deterioran el saldo por cuenta corriente, sino que lo mejoran.

Otra interpretación importante es la ya mencionada hipótesis de la equivalencia ricardiana, aplicada esta vez al saldo fiscal. La idea es que no existe relación causal entre ambos saldos. Incrementos en el gasto público serían interpretados por el sector privado como la antesala de incrementos de impuestos, de forma que se reduciría el consumo y aumentaría el ahorro privado. Así, el incremento de la demanda agregada provocado por el shock de gasto público quedaría neutralizado y el saldo por cuenta corriente no cambiaría; el saldo por cuenta corriente sólo respondería a los cambios del sector privado (Barro, 1989b). Algunos estudios que encuentran evidencia empírica sobre esta hipótesis para Estados Unidos son los de (Barro, 1989b), Enders y Lee (1990), Dewald y Ulan (1990) y Kim (1995). A la misma conclusión llega (Evans, 1986) para Canadá, Bélgica, Francia, Alemania, Países Bajos, Suiza y Reino Unido; y (Evans, 1986) para Austria; y Ncanywa y Letsoalo (2019) para Sudáfrica. Por su parte, Bernheim (1987) –para el caso de EEUU– y Cardia (1997) –para el caso de los países del G7– encuentran poca evidencia que respalde la hipótesis de la equivalencia ricardiana.

---

cuenta para la política macroeconómica. No obstante, ese elemento era sólo uno de otros trece que debían orientar dicha política, por lo que su relevancia quedaba muy diluida; además, el procedimiento está muy cuestionado y hasta la fecha nunca se ha activado. Todo esto se desarrolla en el apéndice del anexo “Procedimiento de Desequilibrio Macroeconómico”.

<sup>19</sup> Este término surgió en los años 80 del siglo XX al calor del importante crecimiento que estaban experimentando tanto el déficit fiscal como el déficit por cuenta corriente de Estados Unidos (Casale *et al.*, 2012).

Una tercera hipótesis es la denominada “current account targeting”<sup>20</sup>, que establece una relación de causalidad entre los dos saldos inversa a la tradicional: el incremento en el déficit por cuenta corriente provocaría un mayor déficit público (Nikiforos *et al.*, 2015; Summers, 1988). El razonamiento suele aplicarse a Estados Unidos, debido a la peculiaridad que supone el privilegio de ser el emisor de la moneda de reserva internacional. Así, según Stiglitz (2010) la condición del dólar como moneda de reserva haría que se demandasen muchos activos financieros nominados en dólares, empujando así al alza el déficit comercial –los dólares se estarían usando para inversiones financieras en vez de para compras de productos estadounidenses–, lo que debilitaría a su vez la demanda agregada del país. Para compensar este impacto se aplicarían políticas fiscales expansivas y eso provocaría el déficit fiscal. Coppola (2018) da un paso más: Estados Unidos estaría obligada a presentar déficit fiscal y por cuenta corriente debido a esa enorme demanda internacional de dólares e, intentar reducir esos déficits podría provocar (y, de hecho, señala que lo suele hacer) crisis nacionales y también internacionales.

Otros autores aplican este razonamiento no sólo a EEUU sino de forma generalizada: los desequilibrios por cuenta corriente podrían producirse por asimetrías productivas, diferencias en competitividad, en especialización productiva, por fuga de capitales, u otra gran variedad de factores no directamente controlables. Los déficits externos sustraerían demanda agregada y empleos, por lo que el déficit fiscal se dispararía (tanto involuntariamente por los estabilizadores automáticos como voluntariamente por decisiones políticas). En consecuencia, el déficit por cuenta corriente provocaría déficits fiscales, no a la inversa. Entre los estudios empíricos que aportan evidencia en este sentido están los de Kearney y Monadjemi (1990) para los países del G7 incluyendo a Irlanda; Bussière *et al.* (2010) para 21 miembros de la OCDE; Marinheiro (2008) para Egipto; Stockhammer y Sotiropoulos (2014), Flassbeck y Lapavistas (2013) y Nersisyan y Wray (2016) para la Eurozona; Kalou y Paleologou (2012) y Nikiforos *et al.* (2015) para Grecia; y Glötzl y Rezai (2018) para 22 países de la Unión Europea.

La cuarta interpretación que recogemos presenta relaciones causales bidireccionales entre los dos saldos. Biswas *et al.* (1992) en un estudio para Estados Unidos hacen una distinción entre el saldo público causado por decisiones políticas y el saldo público que responde al ciclo económico para señalar que el primero afecta al déficit por cuenta corriente, mientras que el segundo es afectado por los cambios exógenos en el comercio exterior. La causalidad iría, por tanto, desde el saldo público hacia el saldo por cuenta corriente cuando se adoptasen políticas fiscales, y seguiría el camino inverso cuando determinados cambios exógenos en el comercio afectarían a las variables presupuestarias. Este último razonamiento es compartido por Chang y Hsu, (2009), quienes –en un estudio para cinco países de Europa del norte, cuatro “tigres asiáticos” y Estados Unidos– añaden la importancia de los rescates bancarios. Por su parte, Florio y Ghiani (2015) –con datos de Estados Unidos– indican que la causalidad propia de los déficits gemelos se da en periodos de expansión económica –con bajo ahorro privado y evolución alcista en el precio de los activos– mientras que la causalidad propia de la “current account targeting” se presentaría en tiempos de recesión económica, cuando el

---

<sup>20</sup> Término atribuido a (Casale *et al.*, 2012): los gobiernos se preocupan por el saldo por cuenta corriente, de forma que los desequilibrios en dicho saldo suelen conllevar políticas fiscales orientadas a mantener el equilibrio.

gobierno actuase fiscalmente para impedir desequilibrios en el saldo por cuenta corriente.

Por otro lado, Khalid y Guan (1999) y Kouassi *et al.* (2004) analizan una muestra amplia de países desarrollados y subdesarrollados y encuentran un abanico diverso de casuística respecto al sentido de causalidad entre los dos saldos. En concreto, encuentran evidencia de causalidad bidireccional para las economías de India y Canadá. Entre las razones que barajan para explicar esta variedad de causalidad se encuentran las siguientes: a) el deterioro en la cuenta corriente conllevaría menor crecimiento y, en consecuencia, mayor déficit público (causalidad propia de la “current account targeting”); b) los ineficientes sistemas de tributación forzarían a financiar los déficits públicos con ahorro externo, lo que deterioraría el saldo por cuenta corriente (causalidad propia de los déficits gemelos); y c) la apertura comercial explicaría cuán intenso es el efecto de los cambios exógenos en el comercio sobre el saldo fiscal (casualidad propia de la “current account targeting”). Esta última explicación es similar a la desarrollada por Fountas y Tsoukis (2004) quienes, utilizando datos de Estados Unidos, Canadá, Japón, Australia, Países Bajos, Reino Unido y Alemania, hacen hincapié en que la causalidad propia de “current account targeting” puede ser un signo de economías financieramente abiertas, mientras que la inexistencia de causalidad entre los dos saldos (equivalencia ricardiana) se daría en economías cerradas. Una explicación extra sería la aportada por Islam (1998) en su estudio sobre Brasil para los años 1973 a 1991: los procesos de liberalización y privatización habrían impactado en los dos saldos de formas muy diversas.

## 2. LOS TRES SALDOS SECTORIALES

El enfoque en el que se basa esta Tesis recoge muchos de los razonamientos expuestos en el anterior epígrafe, y especialmente los que ponen en relación el saldo público con el saldo por cuenta corriente (subapartado 1.9), aunque de una forma particular: introduciendo de forma explícita un tercer saldo, el del sector privado (empresas y hogares). Partimos de la premisa de que este elemento, normalmente ausente en los análisis sobre el saldo fiscal como se acaba de exponer, supone la pieza clave que completa el puzle analítico que permite explicar no sólo el errático diálogo entre el saldo fiscal y el externo, sino también el ya señalado complejo entramado de posibles efectos que explicaría el impacto de las políticas fiscales. Desde nuestra perspectiva, incorporar este tercer saldo al análisis contribuiría a abordar de una forma más sencilla y coherente muchos de los problemas y desafíos señalados hasta ahora.

A partir de este enfoque se plantea que existe una vinculación orgánica y sistemática entre los tres saldos público, exterior (inverso del saldo por cuenta corriente) y privado: contablemente se compensan entre sí y su suma ha de ser igual a 0. En consecuencia, el nivel del saldo fiscal siempre tendría un reflejo en los otros dos. Por ejemplo, sólo se podría obtener equilibrio presupuestario si el resto de saldos estuviesen equilibrados o si el saldo positivo de uno de los dos estuviese compensado con el saldo negativo del otro. De la misma forma, sólo se podría registrar superávit fiscal si al menos uno de los otros dos saldos fuese deficitario. Este planteamiento se deriva de los modelos Flujo-Stock Consistente que se explica a continuación.



## 2.1 Modelos Flujo-Stock Consistente (SFC)

El origen de los modelos Flujo-Stock de Contabilidad Consistente (SFC) se encuentra en los trabajos pioneros de Wynne Godley y de James Tobin en la década de los años 70 del siglo XX, aunque apenas tuvieron repercusión en la academia hasta la crisis internacional de 2007-2009 gracias a la publicación en 2007 del manual “Monetary Economics” escrito por Godley y Marc Lavoie, así como gracias al reconocimiento que obtuvo a la hora de predecir dicha crisis. A continuación se ofrece una breve presentación de la naturaleza y características de dichos modelos SFC a partir de los trabajos de Godley y Lavoie (2007), Caverzasi y Godin (2015), Nikiforos y Zezza (2017) y Moschella (2017).

Los modelos SFC permiten una aproximación a la realidad económica a partir de los flujos financieros que se contabilizan entre los agentes económicos (todo ingreso de un agente se corresponde con un gasto de otro) y del impacto que dichos flujos tienen en los stocks financieros (si un agente ingresa más de lo que gasta experimenta un incremento de sus activos financieros o una reducción de sus pasivos financieros, y viceversa). Los flujos tienen que ser contablemente consistentes entre sí, y su variación consistente con la de los activos financieros.

Existen cuatro principios de contabilidad fundamentales en los modelos SFC. 1) Consistencia en flujos: todo flujo monetario proviene de algún agente económico y va hacia otro (por ejemplo, el pago de una empresa a un trabajador es el ingreso de un hogar); 2) Consistencia en stock: todo pasivo financiero de un agente o sector corresponde a un activo financiero de otro agente o sector (por ejemplo, un préstamo es un pasivo para un hogar y un activo para un banco); 3) Consistencia en flujos y stocks: cada flujo implica un cambio en uno o más stocks, de forma que al final de un periodo los stocks son el resultado de acumular los correspondientes flujos, teniendo en cuenta las posibles ganancias de capital (por ejemplo, cuando el ahorro neto de un hogar es positivo, un activo o más aumentan y por lo tanto también lo hace su patrimonio neto); 4) Entrada cuádruple (derivado de los tres principios anteriores): cada transacción involucra un apunte contable cuádruple (por ejemplo, cuando un hogar compra un producto de una empresa, la contabilidad registra una reducción en al menos un activo –o un aumento de un pasivo- del hogar y correspondientemente un incremento en al menos un activo de la empresa).

Esta estructura contable se resume en dos matrices: la de balances y la de transacciones y flujos. A modo de ilustración se presenta a continuación un modelo básico. En la tabla 1 tenemos la matriz de balances de una economía cerrada en la que se han diferenciado cinco sectores (los hogares, las empresas no financieras, el gobierno, el banco central y los bancos) y cinco activos financieros (dinero de alta potencia, depósitos, préstamos, bonos públicos y acciones)<sup>21</sup>.

---

<sup>21</sup> La tasa de retorno de estos activos financieros es distinta: mientras la del dinero de alta potencia es cero, en el caso de los depósitos y los préstamos es igual a sus tipos de interés respectivos, y para los bonos y acciones es el ingreso correspondiente (intereses y dividendos) así como las posibles ganancias de capital.

**Tabla 1. Matriz de balances**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Hogares	Empresas no financieras	Gobierno	Banco Central	Bancos	Total
(A) Capital fijo		$+PK$				$+PK$
(B) Dinero de alta potencia	$+H_h$			$-H_{cb}$		0
(C) Depósitos	$+D_h$				$-D_b$	0
(D) Préstamos	$-L_h$	$-L_c$			$+L_b$	0
(E) Bonos públicos	$+p_bBL_h$		$-p_bBL_g$	$+p_bBL_{cb}$	$+p_bBL_b$	0
(F) Acciones	$+p_eE_h$	$-p_eE_h$			$+p_eE_b$	0
(G) Saldo (patrimonio neto)	$-V_h$	$-V_c$	$-V_g$	$-V_{cb}$	$-V_b$	$-PK$
(H) Suma	0	0	0	0	0	0

Fuente: Elaboración propia a partir de Godley y Lavoie (2007) y Nikiforos y Zezza (2017).

El signo positivo en la matriz indica un activo y el negativo un pasivo, y el subíndice el tenedor de dicho instrumento. Por ejemplo,  $+L_b$  representa los préstamos concedidos por los bancos,  $-L_h$  los préstamos adquiridos por los hogares, y  $-L_c$  los préstamos adquiridos por las empresas no financieras. El principio de consistencia implica en la matriz que la suma de cada fila de los activos financieros debe ser igual a 0, de forma que en este caso  $+L_b - L_h - L_c = 0$ ; o viéndolo de otra forma, la cantidad total de préstamos concedidos por los bancos es exactamente igual a la cantidad total de préstamos adquiridos por los hogares y las empresas no financieras:  $L_b = L_h + L_c$ .

El único activo real del modelo básico es el capital fijo, que es un activo para las empresas. Puesto que acorde a la consistencia en stock todos los activos y pasivos financieros deben cancelarse entre sí, el patrimonio neto total de la economía es igual al valor de los activos reales, esto es, el capital fijo.

El número de sectores económicos y activos financieros a incluir es decisión del creador del modelo. Cuanto más desagregada sea la clasificación, más realista será el modelo, pero a costa de que resulte mucho más complicado y menos intuitivo; y al contrario. Por ejemplo, en la tabla 1 el capital residencial ha sido omitido, así como las empresas no financieras distintas de los bancos. También corresponde al creador del modelo decidir cuáles son los tenedores de los activos financieros: en la práctica todos los sectores económicos poseen casi todos los activos financieros, pero si el peso que tienen algunos es poco relevante se puede prescindir de ellos sin perder mucha información en el modelo. Por ejemplo, en nuestro modelo base se asume que las empresas no financieras no tienen depósitos.

Por su parte, la matriz de transacciones y flujos queda ilustrada en la Tabla 2.

**Tabla 2. Matriz de transacciones y flujos**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		Empresas no financieras					
	Hogares	Corriente	Capital	Gobierno	Banco central	Bancos	Total
<b>Transacciones</b>							
(A) Consumo	$-PC$	$+PC$					0
(B) Inversión		$+PI$	$-PI$				0
(C) Gasto del gobierno	$+PG_h$	$+PG_c$		$-PG$			0
(D) [Producto]		$[PY]$					
(E) Salarios	$+W$	$-W$					0
(F) Beneficios empresas no financieras	$+II_{c,d}$	$-II_c$	$+II_{c,r}$				0
(G) Impuestos	$-T_h$		$-T_c$	$+T$		$-T_b$	0
(H) Beneficios Banco central				$+II_{cb}$	$-II_{cb}$		0
(I) Intereses de depósitos	$+r_{d-l}D_{h-l}$					$-r_{d-l}D_{h-l}$	0
(J) Intereses de préstamos	$-r_{l-l}L_{h-l}$		$-r_{l-l}L_{c-l}$			$+r_{l-l}L_{b-l}$	0
(K) Intereses de bonos públicos	$+r_{b-l}B_{h-l}$			$-r_{b-l}B_g$	$+r_{b-l}B_{cb-l}$	$+r_{b-l}B_{b-l}$	0
<b>Flujo de fondos</b>							
(L) [Saldo o financiación neta]	$[NL_h]$		$[NL_c]$	$[NL_g]$	$[NL_{cb}]$	$[NL_b]$	0
(M) $\Delta$ en dinero de alta potencia	$-\Delta H_h$				$+\Delta H$		0
(N) $\Delta$ en depósitos	$-\Delta D_h$					$+\Delta D_b$	0
(O) $\Delta$ en préstamos	$+\Delta L_h$		$+\Delta L_c$			$-\Delta L_b$	0
(P) $\Delta$ en bonos públicos	$-p_b\Delta B_h$			$+p_b\Delta B_g$	$-p_b\Delta B_{cb}$	$-p_b\Delta B_b$	0
(Q) $\Delta$ en acciones	$-p_e\Delta E_h$		$+p_e\Delta E_c$			$-p_e\Delta E_b$	0
(R) Suma	0	0		0	0	0	0

Fuente: Elaboración propia a partir de Godley y Lavoie (2007) y Nikiforos y Zezza (2017).

El número de sectores es el mismo pero en esta ocasión distinguimos entre la cuenta corriente y la de capital en el caso de las empresas no financieras<sup>22</sup>. En esta matriz, y por convención, el signo positivo representa una fuente de fondos mientras que el signo negativo representa un uso de fondos. Por ejemplo, el gasto por el consumo que realizan los hogares es  $-PC$ , mientras que los ingresos de las empresas derivados de dicho consumo es  $+PC$ . Estas transacciones, mostradas en la parte superior de la matriz, se descomponen en consumo, inversión y gasto del gobierno por el lado de los gastos, y en salarios, beneficios de las empresas no financieras, impuestos, beneficios del banco central, intereses de depósitos, intereses de préstamos e intereses de bonos públicos por el lado de los ingresos. La consistencia horizontal implica que la suma de las fuentes y usos de los fondos sume cero para cada categoría de transacciones. Por ejemplo, el gasto por el consumo de los hogares y el ingreso de las empresas por dicho consumo es igual a 0:  $-PC+PC=0$ .

<sup>22</sup> Técnicamente debería ser igual para el resto de sectores, pero por motivos de simplicidad sólo realizamos dicha distinción en el sector de las empresas no financieras porque en ellas la cuenta de capital representa un papel importante.

La diferencia entre todas las fuentes y los usos de fondos arroja el saldo o financiación neta de cada sector. Por ejemplo, en el caso de los hogares la suma de origen de fondos es igual al gasto del gobierno, más los salarios, más los beneficios obtenidos por las empresas no financieras, más los intereses obtenidos por los depósitos y por los bonos, mientras que la suma del uso de fondos es igual al consumo más los impuestos más los intereses pagados por los préstamos:

$$NLh = [PG_h + W + \Pi_{c,d} + r_{d-1}D_{h-1} + r_{b-1}B_{h-1}] - [PC + T_h + r_{l-1}L_{h-1}] \quad (1)$$

Acorde al principio de consistencia vertical, este saldo en los flujos tiene que afectar a los activos y pasivos financieros, y es lo que se representa en la parte inferior de la matriz. Por ejemplo, si los hogares presentan saldo negativo y por lo tanto necesidad de financiación, esto se debe ver reflejado en una disminución en su dinero de alta potencia<sup>23</sup>, en sus depósitos, en sus bonos públicos o en sus acciones, o alternatively en un aumento de sus préstamos. Exactamente al contrario si registran saldo positivo y por lo tanto capacidad de financiación. Evidentemente en esta parte inferior de la matriz también se cumple la consistencia horizontal, de forma que cada cambio en un activo debe ser igual al cambio en sus correspondientes pasivos. Por ejemplo, el incremento de los préstamos otorgados por los bancos debe ser igual al incremento de los préstamos contraídos por los hogares y las empresas no financieras. Algebraicamente esto significa que la suma de cada fila debe ser también igual a cero.

El vínculo entre las dos matrices es el siguiente: el valor de los activos al principio del periodo más el cambio experimentado durante dicho periodo (capturado en la parte inferior de la tabla 2) más las posibles ganancias de capital debe ser igual al su valor al final del periodo (representado en la tabla 1). Por ejemplo, en el caso del stock de préstamos<sup>24</sup>, su valor al final del periodo es:  $L_h = L_{h-1} + \Delta L_h$ .

## 2.2 Distintas aplicaciones de los modelos SFC

Los modelos SFC se han utilizado en más de una ocasión por economistas bastante alejados de la heterodoxia (por ejemplo: Davis 1987a; 1987b; Dawid *et al.* 2017; Hatzius 2003) de ahí que los seguidores de Godley maten que el nombre del modelo no es apropiado para hacer referencia a su obra (Nikiforos y Zezza, 2017). Es importante resaltar que Godley y Lavoie (2007) incorporaron a sus modelos SFC un enfoque teórico y una presunción particular sobre el comportamiento de los flujos financieros así como la identificación de determinadas relaciones de causalidad. Esas premisas son indudablemente de carácter kaleckiano y poskeynesiano; por ejemplo: los agentes económicos disfrutan de una *racionalidad razonable* en un entorno de incertidumbre (lo que dista mucho de la hipótesis de las expectativas racionales); los fenómenos económicos tienen lugar en una economía monetaria de producción, de forma que las variables monetarias no pueden desvincularse de las reales; la endogeneidad de la oferta monetaria en su doble vertiente (los bancos crean dinero a

<sup>23</sup> Dinero en efectivo o reservas bancarias colocadas en el banco central correspondiente.

<sup>24</sup> En el caso de activos con un precio explícito hay que incorporar las ganancias de capital que pueden ser originadas en la transacción. Por ejemplo, el valor de las acciones al final del periodo es:  $p_e E = (p_{e-1} * E_{-1}) + (p_e * \Delta E) + (\Delta p_e * E_{-1})$ , donde  $(p_{e-1} * E_{-1})$  es el valor inicial calculado multiplicando la cantidad de acciones iniciales por su precio inicial,  $(p_e * \Delta E)$  es la alteración de valor debido al cambio en el stock de acciones durante el periodo correspondiente, y  $(\Delta p_e * E_{-1})$  son las ganancias de capital calculadas multiplicando el número de acciones iniciales por el cambio en su precio durante el periodo determinado.

demanda del sector privado y el banco central crea dinero a demanda del sistema bancario), la existencia del principio de la demanda efectiva, la competición imperfecta, la información imperfecta, el mark-up en los precios, la importancia de la distribución de la renta, el papel de la capacidad utilizada, etc. A partir de esas premisas y el entramado contable mencionado, Godley y Lavoie diseñaron las bases para modelar el comportamiento económico de economías nacionales<sup>25</sup>.

Hay que resaltar que los mismos cimientos analíticos de naturaleza kaleckiana y poskeynesiana que erigieron Godley y Lavoie han sido matizados y extendidos en el campo teórico (Nikiforos y Zezza, 2017), y también han sido utilizados para elaborar modelos macroeconómicos que se han aplicado a las economías estadounidense (Greenwood-Nimmo, 2014; Nikiforos, 2016), griega (Zezza, 2009), austriaca (Papadimitriou *et al.*, 2013), irlandesa (Miess y Schmelzer, 2016), entre otras.

La complejidad a la hora de diseñar estos modelos (pueden estar compuestos por hasta 70 ecuaciones) y la insuficiencia o falta de fiabilidad de los datos disponibles complica su proliferación así como la utilidad de los ya elaborados<sup>26</sup>. Aunque hay que tener en cuenta que el modelo más completo de todos, el del Instituto Levy para Estados Unidos, ha sido utilizado en más de una ocasión y ha ofrecido proyecciones macroeconómicas que no se han distanciado mucho de los valores finalmente obtenidos. De hecho, sus creadores se jactan de haber previsto la crisis financiera del año 2008 gracias a su modelo, así como la del año 2001 con versiones preliminares del mismo (Kinsella y Tiou-Tagba Aliti, 2012). El uso habitual que se le da a estos modelos es el de proyección de los indicadores macroeconómicos de la economía en cuestión suponiendo determinados shocks (variación de gastos o de ingresos públicos, estallido de crisis financieras, etc).

No obstante, los modelos macroeconómicos (tanto en su vertiente teórica como práctica) no conforman la única utilidad que se les ha dado a las contribuciones de Godley y Lavoie. Existen estudios que emplean los planteamientos teóricos de los modelos SFC para realizar interpretaciones sobre el comportamiento pasado y futuro de los indicadores macroeconómicos a partir de enfoques narrativos y de metodologías más simples (por ejemplo, los de Zezza (2009). También hay trabajos que utilizan este ensamblaje teórico para encontrar una relación causal entre los saldos de determinados sectores económicos durante determinados periodos temporales (con enfoques de *financiarización*, como el de Sawyer (2011); Semieniuk *et al.* (2012) o Wray (2012b, 2012a) o entre el saldo del sector exterior y el del sector público (enfoques de *déficits gemelos*, como los de Nikiforos, Carvalho, y Schoder (2015); Stockhammer y Sotiropoulos (2014); Flassbeck y Lapavitsas 2013; Gaysset, Lagoarde-Segot, y Neaime (2019).

En este caso, la aproximación a la realidad económica se lleva a cabo a través de un modelo SFC más simplificado –aunque con el mismo ensamblaje teórico– consistente en poner el foco sobre la fila de la matriz de transacciones y flujo en la que aparecen

---

<sup>25</sup> Siguiendo a Caverzasi y Godin (2015) podemos identificar dos corrientes: la escuela de New Haven de James Tobin y la Nueva Escuela de Cambridge de Godley. La diferencia más significativa entre ambas se sitúa en torno al papel que juegan el dinero y los bancos en la economía.

<sup>26</sup> Por ejemplo, los creadores del modelo para la economía irlandesa señalan que debido a la ausencia de datos tuvieron que simplificar mucho el modelo. Por su parte, los creadores del modelo para la economía griega indican que algunos datos que utilizaron no eran fiables y otros datos que necesitaban no estaban disponibles.

los saldos o financiaciones netas de los diferentes grupos económicos. En nuestro modelo base sería la fila (L) de la tabla 2:

$$NL_h + NL_c + NL_g + NL_{cb} + NL_b = 0 \quad (2)$$

Siendo también muy frecuente agrupar a todos los agentes privados en un único sector y hacer lo propio con los agentes públicos, además de añadir al sector exterior que estaría compuesto por todos los agentes económicos residentes en economías distintas de la correspondiente:

$$NL_{privado} + NL_{público} + NL_{exterior} = 0 \quad (3)$$

Aunque se trata simplemente de una identidad contable, cuando se interioriza correctamente cómo están interrelacionados los saldos entre sí, cuáles son sus límites y su correspondencia entre los flujos y los stocks, así como cuáles son los diferentes elementos que conforman cada uno de los saldos, el análisis macroeconómico gana notablemente en riqueza. Por ejemplo, una de las implicaciones más importantes y que será central en el presente trabajo es que el saldo negativo de un sector tenderá a incrementar su ratio de endeudamiento. Si suponemos que en la ecuación (3) el saldo del sector exterior es nulo y que el sector público está registrando superávit, entonces el sector privado debe estar registrando déficit, el cual conllevará un incremento del endeudamiento de dicho sector. Además, y como veremos en el subapartado 3.1, si esta situación se prolongase en el tiempo podría estar teniendo lugar un proceso de especulación financiera que podría desembocar en una “fase Ponzi” en términos minskianos y que previsiblemente siempre finaliza desencadenando una grave crisis financiera (Karamouzis y Minsky, 1987; Minsky, 1975). Como se puede ver, éste es un punto de contacto entre los modelos SFC y el análisis minskiano y ocupará un lugar crucial en el presente trabajo.

Sobre este aspecto ya trabajó el propio Godley con Francis Cripps a final de la década de 1970 (Godley y Cripps, 1983) y especialmente en solitario a finales de los 90 llegando entonces a sostener que en menos de cinco años una crisis financiera estallaría en Estados Unidos (Godley y McCarthy, 1998). Ésta finalmente se dio en 2001, aunque según el propio autor dicha crisis mutó y ganó tiempo gracias a un mayor apalancamiento financiero para terminar de estallar en 2007-2008. El caso es que su predicción se basó en la utilización de la identidad contable citada de los saldos sectoriales y los planteamientos teóricos de los modelos SFC: según él, la coincidencia de déficit por cuenta corriente (el inverso del sector exterior), superávit público y déficit privado no podía si no estar reflejando un proceso de elevado endeudamiento privado insostenible y que necesariamente llegaría a su fin. Esto se explicaría porque la expansión económica era posible gracias a un crecimiento vigoroso del gasto privado financiado por crédito que no podría seguir continuando por mucho tiempo sin hacer los ratios de deuda sobre ingreso insostenibles.

El economista Randall Wray también llegó a la misma conclusión apoyándose precisamente en los mismos supuestos teóricos que Godley: “Dado el superávit fiscal y el déficit comercial, la economía estadounidense puede continuar expandiéndose sólo mientras el déficit del sector privado aumente; tan pronto como el gasto privado en relación a los ingresos pare de aumentar, el boom terminará” (Wray, 1998, p. 4). Godley continuó abordando este fenómeno para el caso estadounidense con mayor detalle y

precisión, pudiendo así fortalecer su tesis. Ésta básicamente rezaba que, si durante más de siete años la política fiscal restrictiva había coincidido con una débil demanda de las exportaciones netas, el rápido crecimiento sólo podría ser el resultado de un espectacular aumento en el gasto privado relativo al ingreso. Un aumento que necesariamente tendría que detenerse en algún momento, dando paso así a un periodo de recesión económica y aumento del desempleo a no ser que se recuperaran fuertemente las exportaciones netas o se relajara notablemente la política fiscal (Godley, 1999; Godley y Wray, 2000)

Los economistas australianos James Juniper y William Mitchell también utilizaron este enfoque de los saldos sectoriales para analizar y prever fenómenos macroeconómicos. Ellos investigaron el caso de Australia, donde durante varios años se dio el mismo caso mencionado (coincidencia continuada de déficit por cuenta corriente, superávit fiscal y déficit privado), seguido de una crisis financiera debido a un enorme apalancamiento privado. La conclusión más importante de su trabajo fue que la persecución de superávits fiscales mientras se registraban déficits corrientes necesitó de un fenómeno atípico en la historia australiana que se caracterizaba por un incremento en el flujo neto de crédito al sector privado y crecientes ratios de deuda privada sobre ingresos y que necesariamente acabarían colapsando (Juniper y Mitchell, 2008), como finalmente ocurrió (Mitchell, 2013).

Fue precisamente Mitchell quien perfiló con más detalle uno de los vínculos existentes entre endeudamiento privado y superávit fiscal, al señalar que los superávits fiscales australianos fueron consecuencia de un crecimiento sustancial en ingresos fiscales debido a que los hogares gastaron notablemente gracias al crédito que recibían de los bancos y otras instituciones financieras hasta que la crisis financiera global detuvo ese proceso de apalancamiento (Mitchell, 2013). En este sentido también se posicionó -refiriéndose al episodio estadounidense de finales del siglo XX- James Galbraith: *“los superávits públicos fueron (no durante mucho tiempo) conducidos por acumulación de deuda del sector privado. Esto crea una pregunta, ¿cómo puede tan acumulación ser sostenible y qué pasa cuando para?”* (Galbraith, 2012, p. 69).

Hay más autores que llegan a la misma conclusión. Uno de los más reconocidos es Steve Keen, aunque utiliza un enfoque ligeramente diferente, centrado en el sistema bancario. En sus trabajos se puede advertir el mismo razonamiento: si un Estado registra superávit y no tiene superávit por cuenta corriente, el sector privado tendrá que endeudarse; si este proceso se mantiene en el tiempo, el aumento de la deuda privada relativa al PIB provocará que en algún momento exista una crisis financiera. Keen concluye: la única forma de que el Estado registre superávit fiscal sin endeudar a las familias –y por lo tanto de que esta situación pueda ser sostenible- es a través de un superávit por cuenta corriente (Keen, 2015, 2018).

En los manuales de macroeconomía escritos conjuntamente por Wray y Mitchell (junto con Watts) se añaden las siguientes contundentes afirmaciones cuando analizan el caso mencionado: *“Un patrón similar es evidente en la mayoría de las economías avanzadas”* (Mitchell et al., 2016, p.84); *“En la mayoría de las economías avanzadas, caídas económicas severas siguen típicamente a un periodo caracterizado por superávits fiscales y acompañados por importantes déficits del sector privado”* (Mitchell, Wray, y Watts 2019 p. 86).

Como puede observarse, un corolario claro del enfoque adoptado y la argumentación que de él se deduce es el vínculo entre déficit corriente, saldo fiscal positivo y endeudamiento del sector privado. Por ello, en el siguiente epígrafe repasaremos la literatura existente sobre booms crediticios.

### 3. TEORÍA SOBRE BOOMS CREDITICIOS

Un boom crediticio puede definirse como “*un episodio de crecimiento excesivo de crédito privado que es insostenible y que en algún momento colapsa por sí solo*” (Terrones y Mendoza 2004, p. 148). La definición parece sencilla pero no lo es tanto saber cuándo ese crecimiento de crédito puede considerarse excesivo. Habitualmente y como referencia se observa si el crecimiento del crédito privado es superior al crecimiento del Producto Interior Bruto, pero no siempre que se da tal circunstancia podemos hablar de un episodio de boom crediticio (Elekdag y Wu, 2013). Hay varios motivos por lo que dicho aumento del crédito puede ocurrir, al menos temporalmente. Uno es que las empresas acometan importantes inversiones de capital, puesto que para ello suelen acudir a financiación previa con el objetivo de remunerar por anticipado todos los factores productivos involucrados en el proceso. Esto suele ocurrir de forma paralela al ciclo económico, por lo que no es inusual que durante épocas de crecimiento el ratio de crédito privado sobre el PIB aumente (Ottens *et al.*, 2005). Otro motivo puede ser el de una mayor profundización financiera, esto es, un mayor acceso a los canales y productos financieros por parte de la población. El simple hecho de que agentes que antes no se endeudaran comiencen a hacerlo eleva la cantidad de crédito sin afectar inmediatamente al producto, impulsando al alza el indicador de crédito sobre el PIB (Ottens *et al.*, 2005).

Existen formas diversas de distinguir un boom crediticio de otro tipo de expansiones de crédito. Normalmente el punto de distinción clave se encuentra en la intensidad de crecimiento del crédito: si supera un determinado umbral calculado a partir de la tendencia histórica reciente se estaría hablando de un boom crediticio (Borio y Lowe, 2002; Coudert y Pouvelle, 2008; Kaminsky y Reinhart, 1999).

Sin embargo, una fórmula que parece más adecuada para realizar dicha distinción pasa por conocer adecuadamente las típicas causas que desencadenan los booms de crédito y utilizar como criterio que hayan tenido lugar previamente. Acorde a la literatura existente, uno de estos típicos factores desencadenantes es la desregulación financiera, consistente básicamente en el otorgamiento por parte de las autoridades de más libertades y flexibilidad a las entidades financieras para comercializar más productos dentro y fuera de su territorio. Entre estas medidas desreguladoras destaca la reducción de los niveles mínimos de reservas bancarias y la liberalización de la cuenta de capital. Todo ello facilita la obtención de financiación, necesaria para generar booms crediticios (Borio y Lowe, 2002; Coudert y Pouvelle, 2008; Kaminsky y Reinhart, 1999). Otro factor causal puede ser la entrada masiva de capital extranjero debido a factores ajenos a las autoridades nacionales (como una crisis en un país vecino, proceso hiperinflacionario o deflacionario, depreciaciones o apreciaciones de divisas, etc), lo que es más típico en economías de renta media o baja (Amri *et al.*, 2016; Cottarelli *et al.*, 2003; Dell’Ariccia *et al.*, 2016; Detragiache y Demirgüç-Kunt, 1998).

Al margen de estos factores propiamente desencadenantes de booms crediticios se tienen en cuenta otros elementos que también suelen jugar un papel importante en el



proceso. Uno de los más importantes es el estado del mercado de activos reales, pues si éste ofrece posibilidades de crecimiento puede acabar siendo el foco central de los nuevos créditos o capitales extranjeros (Collyns y Senhadji, 2002; Furceri *et al.*, 2012; Gourinchas *et al.*, 2001; Mendoza y Terrones, 2012; Sapanha, 2006). Puesto que los precios de estos activos son mucho menos elásticos que los bienes de consumo (por sus características intrínsecas), una mayor demanda alimentada por el crédito tiende a provocar una importante escalada de precios. Este fenómeno, además, suele provocar el conocido como “efecto riqueza”<sup>27</sup>: la tenencia en propiedad de un activo con precio ascendente facilita la obtención de nuevos créditos destinados al consumo ya que dicho activo se suele aceptar como colateral por las entidades bancarias, lo que no hace sino retroalimentar el circuito (Bostic *et al.*, 2009; Collyns y Senhadji, 2002; Goodhart y Hofmann, 2003; Hofmann, 2011; Kiyotaki y Moore, 1997). Por ello, las expansiones de crédito ligadas a burbujas inmobiliarias suelen ser mucho más intensas, lo cual ayuda a catalogarlas como booms crediticios.

Otro de los elementos fundamentales a tener en cuenta en estos procesos es el conocido como “riesgo moral”, pues su existencia y grado suele acentuar las posibilidades de boom crediticio. Cuando los dirigentes de las entidades financieras son conscientes de que su negocio es importante para la estabilidad económica del país en cuestión, incrementan el riesgo que adoptan en sus decisiones sabedores de que, en caso de fracaso, recibirán ayuda por parte de unas autoridades que quieren evitar a toda costa la inestabilidad macroeconómica. En consecuencia, cuanto más protección garanticen los gobernantes al negocio financiero –de forma explícita o implícita-, mayor riesgo, crédito e inestabilidad financiera habrá (Hellmann *et al.*, 2000; Hofmann, 2011; Ottens *et al.*, 2005; Tornell y Westermann, 2002).

Otros elementos sobre los que se ha puesto el acento a la hora de explicar los booms crediticios son el comportamiento psicológico, irracional y gregario de los deudores (Corsetti *et al.*, 1999) y de los gestores bancarios (Akerlof y Shiller, 2009; Peón *et al.*, 2015), la insuficiencia de gestores financieros expertos durante épocas de expansión crediticia –especialmente si la última crisis financiera está distante en el tiempo- (Kindleberger, 2005), el nivel de concentración de mercado (Berger y Udell, 2004; Petersen y Rajan, 1995), la falta de políticas económicas creíbles (Matos, 2017), el papel del banco central (Calvo, 1998; Elekdag y Wu, 2013) o el mantenimiento de un tipo de cambio fijo (Dell’Ariccia *et al.*, 2016; Hayek, 1929), entre otros muchos.

Conviene resaltar un factor clave que destaca entre los demás: la existencia de crisis como punto final del boom. Hay una cierto consenso en considerar que los booms crediticios incrementan notablemente la probabilidad de experimentar crisis financieras y bancarias (Aisen y Franken, 2010; Gourinchas *et al.*, 1999; Kaminsky y Reinhart, 1999; Levine, 2001; Mendoza y Terrones, 2012) -algo que evidentemente no se espera de una simple profundización financiera o de un ciclo expansivo sano (Aisen y Franken, 2010; Gourinchas *et al.*, 1999; Kaminsky y Reinhart, 1999; Levine, 2001; Mendoza y Terrones, 2012). También se suele señalar que las probabilidades de que el proceso culmine en crisis financiera aumentan conforme mayor es el incremento del crédito (Gourinchas *et al.*, 2001 Barajas *et al.*, 2007), cuanto más prolongado es el periodo (Dell’Ariccia *et al.*, 2016), o conforme más rápido es el incremento del precio de los activos (Dell’Ariccia *et al.*, 2016). Hay análisis que encuentran que los booms tienden

---

<sup>27</sup> Distinto del “efecto riqueza” mencionado en el epígrafe 2.1.2.

más a finalizar en crisis cuando comienzan desde niveles elevados de profundización financiera, al contrario de lo que ocurre en países con niveles más reducidos (Barajas *et al.*, 2007; Borio y Lowe, 2002), correspondiendo normalmente estos últimos a países de renta baja y media (IMF, 2004). Otros estudios señalan que el crecimiento del crédito de los hogares tiende más a provocar crisis que el de las empresas (Büyükkarabacak y Valev, 2010). Otros que a menor inclusión financiera (número de empresas y familias que usan los servicios financieros) durante el boom, mayor intensa es la crisis financiera (López y Winkler, 2019). Otros insisten en que a mayor fragilidad del sistema bancario, mayor probabilidad de sufrir una crisis (Fielding y Rewilak, 2015)<sup>28</sup>.

Aunque como vemos la literatura sobre esta cuestión es muy variada, poniendo el foco en el objeto de este trabajo nos centraremos en el análisis de un planteamiento teórico ampliamente utilizado en la literatura para abordar conceptualmente la aparición de crisis financieras derivadas de un boom crediticio y sobre el que merece la pena detenerse: la hipótesis de inestabilidad financiera de Minsky.

### *3.1 Hipótesis de inestabilidad financiera de Minsky*

Hyman Minsky (1977) desarrolló un planteamiento teórico sobre los booms crediticios que, a pesar del tiempo transcurrido desde entonces y de las limitaciones que ello conlleva de cara a la realidad económica actual, goza de excelente reputación y será de enorme utilidad en este trabajo. La hipótesis de inestabilidad financiera de Minsky establece que las economías capitalistas avanzadas con instituciones financieras desarrolladas tienden a generar inherentemente importantes desequilibrios sistémicos. Estos desequilibrios se desarrollarían siempre siguiendo una serie de fases que incluirían un proceso de euforia financiera y que terminarían con el estallido de una crisis financiera. Este enfoque hunde sus raíces en los planteamientos que Keynes hizo sobre la inversión y la naturaleza del dinero en “La Teoría General del Empleo, el Interés y el Dinero” (Keynes, 1936) así como en sus textos de 1937 “La Teoría General del Empleo” (Keynes, 1937a) y “Teorías alternativas al tipo de interés” (Keynes, 1937). La contribución de Minsky consistió en matizar y completar el enfoque de Keynes, articulando una teoría de la inversión compatible con la ocurrencia periódica de perturbaciones económicas como las experimentadas en los años 30 del siglo XX.

El punto de partida de este enfoque se encuentra en la distinción entre dos tipos de precios o sistemas de precios. En vez de considerar un único nivel de precios agregado para todos los productos como entonces era habitual –y como de hecho sigue siendo todavía– se distinguen dos sistemas de precios, uno para el producto corriente y otro para los activos. El primero involucra al consumo y la inversión (de origen privado y público) así como las exportaciones de bienes y servicios, mientras que el segundo se utiliza para los activos de capital. Desde un enfoque poskeynesiano como el de Minsky los precios del primer sistema dependen esencialmente de un margen añadido (markup) al coste salarial, que podrá ser mayor o menor dependiendo del poder de mercado de los que establecen los precios pero que en cualquier caso no están muy sujetos a la incertidumbre. En cambio, los precios del segundo sistema dependen principalmente de los beneficios esperados por adquirir el activo en particular, y dichos beneficios esperados pertenecen a la dimensión futura y están envueltos en un halo de

---

<sup>28</sup> No obstante, también hay trabajos en los que se considera que hay muchos booms crediticios que no acaban en crisis bancarias (Barajas *et al.*, 2007; Gourinchas *et al.*, 2001; Tornell y Westermann, 2002).

incertidumbre que impide conocer adecuadamente su cuantía. Especialmente si, como suele ser habitual, el activo de capital tiene que ser financiado con fondos de terceros aunque sea sólo parcialmente, pues será necesario añadir un margen al precio para compensar el riesgo que sufre el financiador por la posibilidad de no ver de vuelta su dinero. Este margen dependerá del volumen de la financiación pero también de las expectativas: si impera el optimismo será bajo y viceversa (Keen, 1995; Papadimitriou y Wray, 1999).

En un grado importante los prestatarios y prestamistas operan sobre la base de prueba y error: si un movimiento es exitoso, será repetido; si fracasa, será evitado. En consecuencia, varios años de crecimiento económico elevarán el optimismo sobre el futuro y fomentarán la inversión en activos de capital, mientras que un solo episodio de fracaso económico detendrá dicho proceso. El estado general de las expectativas depende del ciclo económico y varía sistemáticamente con él. Por eso, la evolución de los precios de los activos puede seguir una trayectoria muy diferente a la de los precios de los productos corrientes, pues estos no se ven tan afectado por el comportamiento de las expectativas.

El ciclo financiero analizado por Minsky, que está compuesto por varias etapas, comienza con los años de bonanza económica que siguen inmediatamente a una crisis financiera. Debido a que tienen muy reciente el fracaso financiero, durante estos años las empresas y los bancos mantienen una posición muy conservadora en sus decisiones de inversión, de forma que los ratios de endeudamiento son reducidos y las inversiones realizadas de reducido riesgo. Su objetivo es evitar repetir los años pasados en los que se producían insolvencias e impagos generalizados. Minsky (1977) señaló que esa etapa es precisamente la que se dio durante los primeros veinte años posteriores a la Segunda Guerra Mundial, pues durante ese lapso de tiempo no hubo ningún periodo de inestabilidad ni crisis financiera –algo verdaderamente anómalo– y todavía estaba muy reciente el desastre económico de los años 30 y de la guerra.

Debido a la bonanza económica y al perfil conservador de empresas y bancos, durante este periodo los proyectos de inversión son exitosos. Los beneficios empresariales aumentan y se reducen los ratios de endeudamiento, el recuerdo de la pasada crisis se va disipando y las expectativas sobre el futuro mejoran. Llega un momento en el que tanto empresarios como banqueros comienzan a considerar excesivos los niveles de aversión al riesgo que mantienen, y es entonces cuando los proyectos de inversión comienzan a ser más ambiciosos y arriesgados. En consecuencia, la inversión y el endeudamiento aumenta, y también lo hace el precio de los activos de capital implicados así como la actividad económica. Éste es el germen de un boom crediticio y del fatal desenlace que siempre conlleva.

A partir de entonces se inicia lo que Minsky llama “la economía eufórica”, o fase especulativa, etapa en la que prestatarios y prestamistas son contagiados por un optimismo intenso y generalizado que les lleva a no temer el futuro y a ir adoptando comportamientos cada vez más arriesgados. Los precios de los activos son actualizados al alza al considerar que sus anteriores precios respondían a niveles de aversión al riesgo exagerados e infundados, las instituciones financieras relajan los requisitos que deben cumplir sus prestatarios y ofrecen nuevos productos financieros más arriesgados (que en una etapa más conservadora nunca hubieran ofrecido), y el volumen de crédito y los ratios de endeudamiento crecen aún más. Esta etapa se inicia de forma involuntaria

como el resultado lógico del propio funcionamiento de una economía capitalista financiera.

En algún punto de este proceso se inicia la etapa Ponzi, caracterizada por la aparición de agentes que se endeudan en cantidades superiores a las que ofrecen los flujos de caja de los activos adquiridos con dichos fondos externos. La estrategia consiste en esperar a que el incremento de los precios de los activos permita en algún momento liquidarlos por una cantidad suficientemente elevada como para devolver la deuda y hacer ganancias. Son estos actores los que más intensifican la fragilidad del sistema financiero pues el volumen de endeudamiento pasa a crecer a mayores ritmos y además cualquier evolución de los precios que no sea ascendente situará a los agentes Ponzi en la insolvencia.

La etapa final de este ciclo comienza cuando los ratios de endeudamiento alcanzan unos niveles tan elevados que llegan a ser considerados insostenibles por algunos actores relevantes: los bancos podrían comenzar a elevar sus tipos de interés, el banco central podría aumentar el tipo de interés oficial para prevenir la inflación, los agentes endeudados podrían liquidar sus activos a un precio no muy aventajado con la intención de pagar sus deudas y sanear sus balances... En cualquier caso, en algún momento el proceso alcista se detiene. Las ventas crecientes de activos disminuyen los precios en el mercado, y una vez esta escalada alcista se detiene los agentes Ponzi no pueden obtener ganancias ni liquidar sus deudas simplemente vendiendo sus activos. Los bancos descubren que muchos de sus clientes no pueden pagar sus deudas y esto les lleva a posiciones más conservadoras, lo que dificulta la obtención de más crédito. La liquidez se vuelve escasa y preciada, lo que alimenta a su vez los deseos por liquidar los activos aunque no se obtengan ganancias con ello. Es entonces cuando la euforia se convierte en pánico, y el auge económico se convierte en crisis.

Una vez se disipa por completo el optimismo radical que había alimentado el boom, se constata que existe una brecha tremenda entre las deudas incurridas para comprar activos con los flujos de caja que esos activos pueden generar. Se inicia así un proceso protagonizado por el deseo generalizado de desapalancamiento, de forma que aquellos agentes endeudados dedican gran parte de sus ingresos a pagar deudas, lo que asesta un duro golpe al consumo y la inversión, hundiendo fuertemente la actividad económica. Es precisamente lo que Irving Fisher (1933) denominó “deflación de deuda” o –más recientemente– Richard Koo (2011) “recesión de balances”. Según la visión de Minsky, y debido al carácter inherentemente inestable del capitalismo financiero, una vez este periodo de crisis fuese superado, se reiniciaría el ciclo .

La hipótesis de inestabilidad financiera de Minsky ha recibido numerosas críticas y puntualizaciones, especialmente por parte de quienes pretenden actualizarla a los nuevos tiempos. Por ejemplo, Vercelli (2011) señala que considerar únicamente a las empresas y bancos como actores relevantes en este proceso podría quizás tener sentido para las economías capitalistas de posguerra, pero desde luego no para las modernas economías avanzadas de finales del siglo XX y comienzos del XXI, en las que la lógica financiera impregna también y con mucha intensidad a las familias. El creciente peso de la deuda familiar –que se manifiesta no sólo en forma de créditos sino también en forma de productos financieros tan diversos como fondos de pensiones o fondos de inversión– afecta fuertemente al comportamiento del sistema financiero, de forma que los hogares también deberían ser incluidos en el ciclo minskyano. Otro ejemplo:

Wolfson (2016) recuerda que la hipótesis minskyana, al haberse elaborado en un contexto de economía doméstica, no se ajusta bien a las características de la economía internacional, por lo que necesita una actualización. Otro: Hume y Sentance (2009) puntualizan que los planteamientos minskyanos no pueden explicar cómo fue posible que antes de la crisis de 2008 se viviera un periodo de estabilidad económica sin precedentes al mismo tiempo que se desarrollaban booms financieros también sin precedentes.

El último ejemplo: Davidson (2008) sostiene que en la crisis de las hipotecas basura iniciada en Estados Unidos en 2008 no hubo ninguna fase Ponzi, a pesar de que ésta sería según Minsky un requisito necesario para un sistema financiero inestable. En vez de eso, la inestabilidad del mercado financiero se habría originado por problemas de insolvencia por parte de entidades financieras que habrían titulizado numerosas hipotecas no comerciales. En cambio, Kregel (2008) sí considera que hubo una fase Ponzi antes de la crisis de las hipotecas basura, pero afirma que no fue el resultado de un proceso endógeno, sino que la crisis fue el resultado de insuficientes márgenes de ahorro basados en cómo la solvencia crediticia era evaluada, lo que lo distanciaría de la hipótesis tradicional de Minsky. De Antoni (2010) tampoco considera que la gran crisis de 2008 se ajuste bien al esquema de Minsky, pero porque el crecimiento previo fue consecuencia del sobreendeudamiento generalizado, no la fuerza que explicaría su aparición (derivada de la necesidad del sistema capitalista para crecer). Por su parte, los motivos que esgrime Behlul (2011) para afirmar que la crisis de 2008 no se ajusta al esquema de Minsky es que la situación financiera de las empresas no financieras no se deterioró como en teoría debería haberlo hecho.

También existe una cierta discrepancia a la hora de situar en este ciclo el denominado como “momento Minsky”, un término que fue utilizado por primera vez por el gestor de fondos Paul McCulley en 1998 a propósito de la crisis de deuda rusa (Vercelli, 2011). Por ejemplo, (Vercelli, 2011) lo identifica como el punto donde la oferta de crédito comienza a secarse, y Wolf (2008) lo describe como el punto a partir del cual la euforia financiera se transforma en pánico. En cualquier caso la mayoría de las definiciones se refieren a un proceso indeterminado de duración supuestamente breve, al menos comparado con periodos de tranquilidad financiera (Vercelli, 2011)

A pesar de las limitaciones señaladas, la hipótesis de inestabilidad financiera de Minsky resulta muy útil para entender la esencia de muchos de los procesos de endeudamiento privado que serán estudiados en este trabajo, y de ahí su presentación en este apartado teórico.

En cualquier caso, conviene aclarar que para alcanzar el objetivo de este trabajo no es necesario saber si una expansión del crédito puede considerarse un boom crediticio o si se adapta adecuadamente al ciclo financiero descrito por Minsky. Puesto que el foco de atención se centra en el vínculo entre crecimiento del crédito y el registro de superávit público en un contexto de déficit por cuenta corriente, bastará con constatar que existe un crecimiento del crédito por encima del PIB, siempre que anteceda a dicho superávit fiscal. Si se han presentado aquí estos fundamentos teóricos es porque nos ayudarán a entender en qué contexto y a través de qué mecanismos se suelen suceder las expansiones crediticias que serán objeto de análisis. No necesariamente todos los episodios que analizaremos en el trabajo –en los que el aumento del crédito podría

contribuir a generar un superávit público— serán ocasionados por booms crediticios o seguirán un patrón similar descrito por Minsky<sup>29</sup>.

#### 4. APLICACIÓN DE LOS MODELOS SFC AL BOOM DE CRÉDITO

En este epígrafe se explicará, utilizando los planteamientos teóricos de los modelos SFC, cómo se puede abordar el impacto de un boom crediticio en las cuentas públicas.

En primer lugar, es importante detenernos en el proceso de concesión de créditos por parte de la banca. Acorde a la perspectiva de dinero endógeno planteada originalmente por Kaldor<sup>30</sup> y desarrollada con detalle por Moore (Moore, 1988) la concesión de créditos depende de la voluntad y disponibilidad que tengan los agentes privados para endeudarse. Por lo tanto, la oferta de crédito bancario está determinada por la demanda de crédito. La *endogeneidad* del dinero bancario implica que la cantidad de créditos bancarios concedidos dependerá de la actividad económica: cuando ésta sea mayor, más créditos se solicitarán y otorgarán, y viceversa (Culham y King 2013). Pero esto no quiere decir que la demanda de crédito por parte de cualquier hogar o empresa sea satisfecha siempre y en cualquier lugar. Los bancos también pueden negarse a otorgar créditos dependiendo de las características del cliente, de su estado financiero particular y de la situación económica general (McLeay *et al.*, 2014; Tobin, 1963). El enfoque del dinero endógeno simplemente indica que un incremento en la demanda de crédito *puede ser* satisfecha por un incremento en la oferta de crédito bancario (Wray, 1991).

Cuando un banco concede un crédito a un cliente crea un activo financiero que acorde al principio de doble contabilidad quedará también anotado en su balance como un pasivo financiero. Ese pasivo financiero es el depósito bancario que para el cliente supondrá un activo financiero, que a su vez compensará su balance con el pasivo financiero que supone el crédito. En consecuencia, es la concesión de créditos lo que crea depósitos bancarios (Mitchell *et al.*, 2016; Palley, 2014). En la matriz de transacciones y flujos de (tabla 2 del subapartado 2.1) en este proceso se anotaría de la siguiente forma si el préstamo se concediera a un hogar:  $-\Delta L_h = +\Delta L_b$ ;  $+\Delta D_h = -\Delta D_b$ . En efecto, la concesión del préstamo implica un aumento del activo financiero del banco por la misma cantidad que aumenta el pasivo financiero del hogar, mientras que la creación del depósito implica un aumento del activo financiero del hogar por la misma cantidad que aumenta el pasivo financiero del banco.

Este proceso no requiere que el banco en cuestión tenga originalmente activos financieros que respalden dicha operación, porque la concesión de un crédito no es más que el registro de un nuevo pasivo financiero. Es decir, los bancos pueden crear de forma autónoma mayor capacidad adquisitiva para los hogares y empresas, aunque esto no quiere decir que lo puedan hacer de forma ilimitada porque se enfrentan a varias

---

<sup>29</sup> Aunque hay muchas posibilidades de que así lo sea porque la espiral especulativa descrita suele tener un impacto muy importante sobre la actividad económica (y por tanto, sobre las cuentas públicas).

<sup>30</sup> Aunque como Gillian (Hewitson, 1993) apunta, la idea del dinero endógeno puede rastrearse al menos hasta las controversias de la Escuela de Banca de mediados del siglo XIX. No obstante, el dinero endógeno no se aborda de forma explícita hasta los trabajos de los economistas poskeynesianos, siendo probablemente el de Kaldor (Hewitson, 1993) el trabajo pionero más importante y que más repercusión tuvo.

limitaciones institucionales y operativas –que aquí no abordaremos– (Moore, 1988; Tobin, 1963; Unger, 2016).

En cualquier caso, lo relevante de cara al objetivo de este epígrafe es entender que todo crédito bancario –otorgado como respuesta a la demanda de crédito– incrementa la capacidad adquisitiva del prestatario, ya sea un hogar o una empresa, lo que a su vez acabará cristalizándose en nuevas compras y/o inversiones, pues eso es para lo que al fin y al cabo se demanda el crédito. Acorde al principio de consistencia horizontal, estas transacciones afectarán a otros agentes económicos: si la empresa prestataria del crédito utiliza su mayor capacidad adquisitiva para realizar una inversión, otras empresas verán aumentar sus ingresos por la misma cantidad; si el hogar prestatario del crédito incrementa su consumo, otras empresas verán aumentar sus ingresos por la misma cantidad; etc.

Si dividimos la economía en sector privado, público y exterior, las transacciones citadas no tienen por qué alterar los saldos de dichos sectores puesto que las transacciones tienen lugar entre agentes del sector privado. No obstante, en las economías avanzadas dichas operaciones suelen estar gravadas con impuestos sobre el consumo que incrementan los ingresos del sector público. En consecuencia, la parte del consumo gravada por impuestos conformarían un uso de fondos de los hogares y de las empresas y una fuente de fondos para el sector público ( $-T_h - T_c = +T$ ), alterando así los saldos de los sectores privado y público ( $-NL_{privado} = +NL_{público}$ ), así como su respectivos activos financieros. Si, por ejemplo, los agentes del sector privado pagan los impuestos con dinero de alta potencia, el apunte en la matriz sería:  $-\Delta H_{privado} = +\Delta H_{público}$ .

Por supuesto, si las mencionadas transacciones originadas gracias a la obtención de crédito afectan a agentes del sector exterior (por ejemplo, si la empresa prestataria compra maquinaria a una empresa extranjera o si el hogar prestatario compra un producto a una empresa extranjera) el saldo de dicho sector también se vería afectado positivamente (aunque este efecto en particular no será objeto de este trabajo):  $-NL_{privado} = +NL_{público} + NL_{exterior}$ .

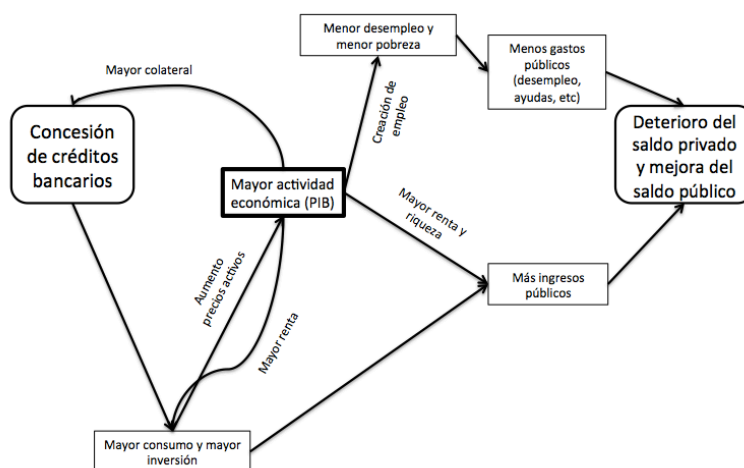
En cualquier caso el efecto citado sería únicamente el inmediato tras materializarse las compras facilitadas por los créditos otorgados, pero pasado un tiempo también tendrían lugar otros efectos importantes. En primer lugar, el aumento de los ingresos de las empresas que vendieron sus productos tendrían que pagar en algún momento, *ceteris paribus*, más impuestos por beneficios, lo que no haría sino intensificar el deterioro del saldo privado y la mejora del saldo público. En segundo lugar, el incremento de la actividad económica derivado de las citadas transacciones podría conllevar que las empresas contrataran más trabajadores a la vista de mejores expectativas de beneficio, y que los hogares, animados por un clima de mejora económica y optimismo, consumieran más. Estas contrataciones y esas nuevas compras reforzarían aún más el fenómeno descrito en los saldos sectoriales. Si además este proceso conllevara un incremento de los precios tanto de los activos reales como financieros, los hogares y las empresas se encontrarían en mejor situación patrimonial de cara a demandar nuevos créditos, lo que no haría sino acentuar todo el proceso descrito desde el primer momento.

En tercer lugar, más renta y más riqueza desencadenarían más pago de impuestos por las figuras tributarias que gravasen dichas manifestaciones de capacidad adquisitiva,

reforzando todavía más el efecto descrito en los saldos sectoriales. En cuarto y último lugar, esta mejora de la actividad económica se traduciría en menos desempleo y menos pobreza y, por lo tanto, en menores necesidades de ayudas públicas por desempleo y por bajos ingresos. Este último efecto se registraría en la matriz de transacciones y flujos de la siguiente forma:  $+PG_h = -PG$ , siendo su valor inferior al registrado en el periodo anterior y, por lo tanto, y también tendiendo *ceteris paribus* a una mejora de  $NL_{p\acute{u}blico}$  y a un deterioro de la misma intensidad de  $NL_{p\acute{r}ivado}$  con respecto al nivel del periodo anterior.

En resumen, la propia concesión de créditos bancarios como respuesta a una mayor demanda de los mismos –especialmente en un contexto de incremento de los precios de los activos– provoca a medio plazo un deterioro del saldo privado y una mejora del saldo público (y del saldo exterior) a través de los canales descritos y que se resumen en el diagrama 1:

**Diagrama 1. Vínculo teórico entre concesión de créditos bancarios y mejora del saldo público**



Fuente: Elaboración propia

Y como ya se ha desarrollado, lo más probable es que este fenómeno desemboque en una crisis financiera.

El razonamiento recién descrito desarrolla los planteamientos utilizados por algunos analistas y que ya fueron mencionados en el subapartado 2.2. Es importante recordar y resaltar que el elemento común que comparten aquellos autores es el siguiente: la existencia de la combinación sectorial de superávit público y de déficit por cuenta corriente probablemente esté reflejando la existencia de un boom de crédito que eventualmente estallará provocando una crisis financiera. Sin embargo, no todos los autores ponen el mismo foco en la causalidad entre el saldo público y el endeudamiento privado. Algunos autores como Mitchell (2013) o Galbraith (2012) hacen mención explícita a que es el aumento de deuda privada lo que explica la mejora de los ingresos públicos y, en última instancia, la aparición del superávit fiscal, originándose finalmente la crisis como resultado de los desequilibrios financieros derivados del boom crediticio. Pero otros autores como Steve Keen (2015, 2018), Mario Seccareccia (2005) o Randall Wray (2012b) hacen hincapié en que es precisamente la persecución del superávit público –que acarrea recortes de gasto o aumentos de impuestos y por lo



tanto menos ingresos para las familias y empresas— lo que empuja al sector privado a incrementar su endeudamiento, un proceso que se intensifica cuando ya se alcanza el superávit fiscal, tensando cada vez más la cuerda hasta que se rompe en forma de crisis financiera. En este caso el superávit fiscal jugaría un papel importante a la hora de explicar la crisis, mientras que en el primer caso lo importante sería el boom de crédito, quedando la aparición del superávit fiscal prácticamente como un efecto colateral. Se trata de dos visiones perfectamente compatibles entre sí, aunque el poco desarrollo que habitualmente realizan los analistas sobre este tema impide conocer con exactitud cuál es su postura al respecto: si sólo plantean la primera visión, la segunda, o las dos conjuntamente.

En este trabajo partiremos de que ambos fenómenos se producen de forma complementaria: la persecución del superávit público puede empujar al sector privado a incrementar su endeudamiento, algo que se intensifica cuando se ha logrado dicha meta, pero es en última instancia el apalancamiento privado y su destacado impacto sobre el crecimiento económico lo que permite la aparición de superávit fiscal gracias a la mejora de los ingresos públicos, así como el culpable de originar los desequilibrios financieros que desembocarán en una crisis. Como se puede fácilmente deducir, lo importante de cara al objetivo de la investigación es la dirección de la causalidad mostrada en el diagrama 1: desde el endeudamiento privado a la mejora de las cuentas públicas<sup>31</sup>. Y es en ello sobre lo que se centrará la atención.

## 5. CONCLUSIÓN

La literatura académica sobre la política fiscal es muy amplia y heterogénea, pero la mayor parte de los análisis que la integran comparten un rasgo en común: abordan el indicador de saldo fiscal de forma relativamente aislada del resto de variables macroeconómicas, como si fuese una variable fundamentalmente discrecional que pueden controlar los gobiernos correspondientes a través de sus decisiones políticas de gastos e ingresos. Los analistas que incorporan al estudio otras variables como el crecimiento económico o la política monetaria lo suelen hacer de forma subalterna, manteniendo como grandes protagonistas a las políticas fiscales. Ahora bien, hay una rama específica dentro de la academia que pone en estrecho diálogo el saldo público con el saldo por cuenta corriente, adoptando así un enfoque más holístico y completo en el que los resultados fiscales quedan fuertemente vinculados al comportamiento exterior de la economía. Sin embargo, la evidencia empírica arrojada en este campo es profundamente diversa y contradictoria, lo que dificulta detectar patrones de comportamiento macroeconómico en las economías estudiadas.

---

<sup>31</sup> Llama mucho la atención que la literatura especializada no suela centrarse en este fenómeno. A pesar de la ingente cantidad de análisis sobre booms crediticios, el foco nunca se pone en la mejora de las cuentas públicas; como mucho se comenta superficialmente caracterizándolo como un efecto menor carente de importancia. Otras menciones habituales se refieren fundamentalmente a si la política fiscal fue cíclica o contracíclica; es decir, abordan la causalidad desde la política fiscal hacia el crecimiento, y no desde el crecimiento (o endeudamiento) hacia el saldo fiscal. El centro de atención de estos análisis es lo referente a la cuestión fiscal suele ser los factores que convierten el superávit fiscal en déficit fiscal (la crisis posterior: caída de ingresos fiscales, aumento de prestaciones por desempleo, ayuda pública a la banca, etc) pero casi nunca en los factores que explican por qué se llegó a tener superávit fiscal antes de la crisis. Parece que existe una tendencia por parte de la mayoría de los autores a considerar que el superávit fiscal es lo habitual y que lo excepcional —y por lo tanto lo que requiere explicación— es la aparición de déficit fiscal. Las únicas excepciones encontradas, y en cualquier caso se refieren específicamente al impacto en las cuentas públicas de las burbujas de activos, no específicamente el endeudamiento privado, son las de Comisión Europea (2009) y Hilbers *et al.* (2008)

En este trabajo partimos de que esta controversia puede ser parcialmente solventada añadiendo un elemento que suele estar ausente en la literatura académica: el saldo privado (entendiéndolo como la capacidad o necesidad de financiación de las empresas y las familias). Este saldo supone la pieza clave que completa el puzle que supone no sólo el errático diálogo entre el saldo fiscal y el externo, sino también el enredo sobre el impacto de las políticas fiscales. Incorporar este enfoque –que se deriva de los modelos Flujo-Stock Consistente propuestos por el economista Wynne Godley– contribuiría a abordar de una forma más sencilla y coherente muchos de los problemas y desafíos señalados hasta ahora.

De hecho, esta particular visión ha sido empleada vagamente por algunos economistas para señalar que cuando una economía presenta conjuntamente superávit fiscal y déficit por cuenta corriente (y, por identidad contable, saldo privado deficitario) probablemente esté experimentando un proceso de intenso apalancamiento privado que suele desembocar en crisis financieras. Para ello se sirven de los análisis relacionados con los booms crediticios, entre los que destaca la hipótesis de fragilidad financiera de Hyman Minsky, y acaban concluyendo que la existencia de déficits en el saldo del sector privado conlleva incrementos de los pasivos financieros de dicho sector que no pueden aumentar indefinidamente porque generan una serie de desequilibrios que terminan materializándose en cracks financieros. Pero a pesar de que algunos de estos economistas afirman que este razonamiento se ajusta a la mayoría de las economías nacionales, sólo contamos con pocos ejemplos contrastados como los de Estados Unidos y Australia.

De ahí que el objetivo de esta investigación sea corroborar empíricamente si encontramos las mismas relaciones en el resto de economías que registran la mencionada combinación sectorial. Para ello resulta imprescindible desarrollar y matizar los mecanismos teóricos que fugazmente perfilan la rama de economistas señalados. Así las cosas, concluimos que el apalancamiento privado (originado tras procesos de liberalización financiera) y su destacado impacto sobre el crecimiento económico es lo que en muchas ocasiones ha permitido que economías con déficit por cuenta corriente consigan superávit fiscal gracias a la mejora de los ingresos públicos, así como que dicha expansión de crédito es la responsable de originar los desequilibrios financieros que desembocan en una crisis. Todo ello sin menoscabo de que la propia persecución del superávit público puede empujar al sector privado a incrementar su endeudamiento, algo que se intensifica cuando se ha logrado dicha meta. Comprender detalladamente cómo están articuladas todas estas variables resulta crucial para seguir el desarrollo de la investigación.

---

## CAPÍTULO 3. CRITERIOS METODOLÓGICOS

---

Este tercer capítulo se dedica a la explicación de la propuesta metodológica de la investigación que se presenta. Para tratar de corroborar nuestra hipótesis del trabajo se empleará una metodología que, aún siendo esencialmente cuantitativa (incluyendo la realización de análisis econométricos), incorpora también importantes y numerosos elementos cualitativos relevantes. La idea que subyace a nuestro planteamiento es que, cuando abordamos realidades tan complejas y cambiantes como las relativas a los comportamientos macroeconómicos de economías nacionales, la capacidad explicativa de la dimensión cuantitativa es sólo parcial. Partimos por tanto de la idea de que la dinámica macroeconómica de cada economía nacional, aún compartiendo una serie de rasgos inherentes al sistema económico capitalista, están caracterizadas también por unos factores históricos e institucionales específicos que pueden explicar un comportamiento diferenciado de forma que el mismo factor causal no tiene por qué provocar el mismo resultado (González-Tablas, 2007). De ahí que, una vez ubicadas las economías nacionales sobre las que se va a poner el foco de atención, no se vaya a realizar un estudio global de todas ellas en conjunto sino que se procederá a estudiar individualmente sus características históricas e institucionales con el objetivo de disponer de una radiografía lo más completa posible de la economía en cuestión. Por los mismos motivos, la modelización econométrica también será individualizada para cada caso pues, al igual que Ramos (2015), entendemos que debe ser una herramienta circunscrita a una realidad histórica concreta en su contexto determinado y nunca una técnica cuantitativa autónoma ahistorica y aislada por medio de la cual –como suele decirse– “hablan los datos”.

Por lo tanto, en primer lugar procedemos al análisis de la combinación de saldos sectoriales para todas las economías del planeta sobre las que hay datos disponibles y para el periodo de tiempo más amplio posible, exceptuando, por razones de representatividad, aquellas cuyas características específicas imprimen mucha volatilidad a sus saldos<sup>32</sup>. A continuación, se detectan aquellas economías para las que se produce en algún momento del tiempo la combinación sectorial que nos ocupa: superávit público, déficit por cuenta corriente y déficit privado. Posteriormente, se investiga si esos casos pueden asociarse a algún episodio de boom crediticio, así como si el caso identificado es el único en la historia reciente en el que dicha economía alcanza superávit fiscal. Para ello se realiza un estudio descriptivo de la evolución de los indicadores relevantes que, según vimos en el capítulo anterior, indicarían la existencia de un boom de crédito, así como de todos los fenómenos económicos ligados al mismo. Por último, se diseña un modelo econométrico para cada uno de los países elegidos y sobre los que hay datos disponibles con el objetivo de corroborar empíricamente si la expansión crediticia contribuye a explicar la aparición de superávit fiscales.

En consecuencia, la metodología empleada en este trabajo incorpora tres elementos clave: 1) una herramienta empírica básica para delimitar las economías nacionales y periodos temporales que serán objeto de estudio, 2) un análisis cualitativo y descriptivo de las mismas para conocer sus características históricas e institucionales así como su comportamiento durante el periodo correspondiente, y 3) un análisis econométrico para

---

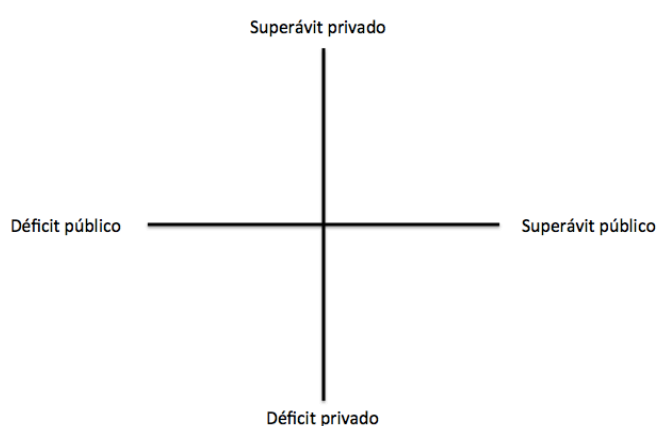
<sup>32</sup> Que son, fundamentalmente, paraísos fiscales o pequeñas economías subdesarrolladas muy dependientes del precio de las materias primas

cada una de las economías que trate de encontrar vínculos explicativos sólidos entre las variables clave.

## 1. HERRAMIENTA BÁSICA: SISTEMA DE CUADRANTES

Puesto que en primer lugar nos interesa detectar todos los casos en los que alguna economía ha presentado simultáneamente déficit por cuenta corriente, superávit público y déficit privado, necesitamos dotarnos de una herramienta analítica sencilla que permita una cómoda y rápida exploración sobre el mayor número de economías posibles. Esta herramienta será la facilitada por Mitchell *et al.* (2019) y se caracteriza por ser un sistema de cuadrantes en el que el eje horizontal es el saldo público y el vertical el saldo privado.

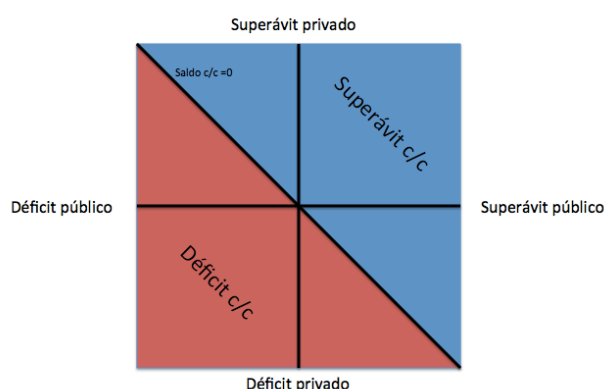
**Diagrama 2. Sistema de cuadrantes con saldo fiscal y privado**



Fuente: Elaboración propia a partir de Mitchell *et al.* (2019)

Por identidad contable la suma del sector privado, el sector público y el sector externo (el inverso de la cuenta corriente) debe sumar 0, por lo que cuando el saldo por cuenta corriente es nulo, los otros dos saldos deben ser exactamente opuestos. En consecuencia, podemos representar el saldo por cuenta corriente nulo con la bisectriz que atraviesa el segundo y cuarto cuadrante, pues recoge todos los puntos en los que el saldo público es exactamente el mismo que el saldo privado pero con sentido opuesto (por ejemplo, déficit público de 2% sobre el PIB y superávit privado de 2% sobre el PIB). En la región situada a la derecha de esa bisectriz se encontrarán todos los valores en los que el saldo por cuenta corriente es positivo, mientras que en la región situada a la izquierda estarán los que representan el saldo por cuenta corriente negativo. De esta forma podemos presentar en sólo dos dimensiones los tres saldos.

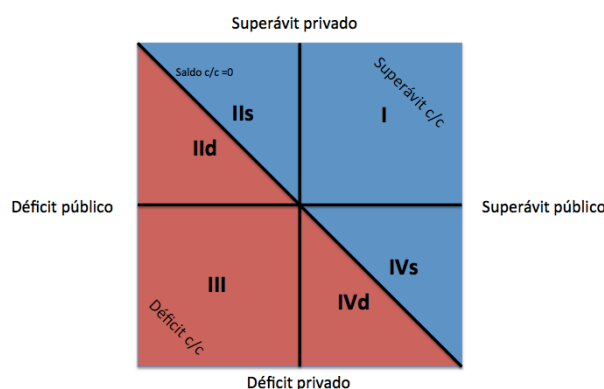
**Diagrama 3. Sistema de cuadrantes con saldo fiscal, privado y corriente**



Fuente: Elaboración propia a partir de Mitchell *et al.* (2019)

Tendríamos así cuatro cuadrantes y dos de ellos divididos en dos.

**Diagrama 4. Sistema de cuadrantes con los seis espacios delimitados**



Fuente: Elaboración propia a partir de Mitchell *et al.* (2019)

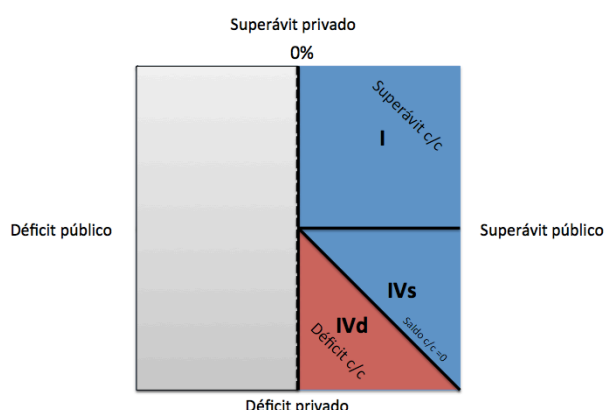
El cuadrante I recogería los casos en los que hay superávit público y superávit privado, y por identidad contable también superávit por cuenta corriente. El cuadrante II haría lo mismo con los casos en los que hay déficit público y superávit privado. La variante *d* recoge el caso caracterizado por déficit por cuenta corriente, mientras que la variante *s* recoge el caso caracterizado por superávit por cuenta corriente. En el cuadrante III estarían los casos que presentan déficit público y déficit privado, y por identidad contable también déficit por cuenta corriente. Por último, en el cuadrante IV se situarían los que presentan superávit público y déficit privado (con la variante *d* señalando déficit por cuenta corriente y la variante *s* superávit por cuenta corriente).

Acorde a nuestra hipótesis, nos interesa identificar los países que algún año se ubican en la zona IVd. Este análisis se desarrollará en el capítulo 4.

### 1.1 Sistema de cuadrantes y reglas fiscales de la Unión Europea

Recuérdese que para aquellos países que tienen más de un 60% de deuda pública en porcentaje del PIB las reglas de estabilidad fiscal y sostenibilidad financiera de la Unión Europea les exige registrar superávit fiscal, lo que supone arrinconar al país en cuestión a los cuadrantes I y IV:

**Diagrama 5. Sistema de cuadrantes con los espacios de superávit fiscal**

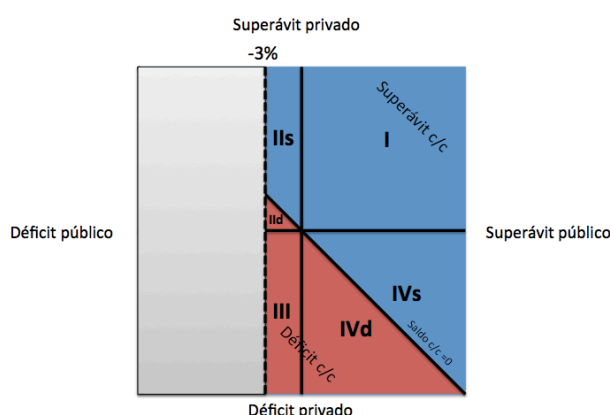


Fuente: Elaboración propia a partir de Mitchell *et al.* (2019)

El 75% de todo ese espacio permitido es coincidente con superávit por cuenta corriente (sombreado azul), siendo el restante 25% coincidente con déficit por cuenta corriente (sombreado rojo). Es decir, que hay más probabilidad de que los países con superávit por cuenta corriente acaten dicha exigencia fiscal, mientras que los países con déficit por cuenta corriente no sólo tendrán menos posibilidades, sino que además quedarán forzados a registrar un estado insostenible a largo plazo debido al elevado endeudamiento privado que revela el déficit del saldo privado.

Esta limitación no sólo afecta a aquellas economías con deudas públicas superiores al 60% del PIB, sino también al resto, aunque de otra forma: la regla fiscal de referencia en la Eurozona es mantener un saldo público superior al -3% del PIB. Utilizando nuestro diagrama tendríamos lo siguiente:

**Diagrama 6. Sistema de cuadrantes con los espacios que respetan las reglas fiscales europeas**



Fuente: Elaboración propia a partir de Mitchell *et al.* (2019)

Las economías de la Eurozona sólo podrían registrar una combinación de saldos sectoriales que les ubicaran en la zona que está a la derecha de la línea discontinua del -3% de déficit público. Aunque haya algo más de margen que en el caso anterior, sigue favoreciéndose a las economías que disfrutan de superávit por cuenta corriente (zona sombreada en azul). El espacio al que se arrincona a las economías que tienen déficit por cuenta corriente sigue siendo muy reducido y, además, está concentrado en el

cuadrante IVd, que refleja una combinación de saldos insostenible a largo plazo. En definitiva, las reglas fiscales de la Eurozona favorecen a las economías que registran superávit por cuenta corriente y, como se pondrá de manifiesto posteriormente, empujan a las que tienen déficit por cuenta corriente a procesos de elevado endeudamiento privado que suelen terminar en crisis financieras.

## 2. BASES DE DATOS

En principio no establecemos ningún límite temporal o espacial a nuestro objeto de estudio, así que nos interesa obtener los tres saldos sectoriales para el mayor número de economías y años posible. Los organismos de estadística suelen calcular los saldos fiscales y los saldos por cuenta corriente de las economías nacionales, pero rara vez lo hacen con su saldo privado pues suelen desagregar por empresas, familias y entidades sin ánimo de lucro. No obstante, puesto que los tres saldos están interrelacionados por una identidad contable, uno de ellos siempre puede obtenerse a partir de los otros dos. En consecuencia, resulta sencillo calcular el saldo privado de cualquier economía a partir de su saldo público y de su saldo por cuenta corriente. Por otro lado, de cara a realizar un análisis temporal así como establecer comparaciones internacionales, nos centraremos en la expresión relativa de dichos saldos, concretamente en función del Producto Interior Bruto.

Existen varias bases de datos de las que se pueden extraer los saldos sectoriales con frecuencia anual y en porcentaje del PIB: Banco Mundial (BM), Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional (FMI), Agencia Central de Inteligencia de Estados Unidos (CIA por sus siglas en inglés), la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE), la Base de datos anual macroeconómica del Directorio general de asuntos económicos y financieros de la Comisión Europea (AMECO por sus siglas en inglés) y la Oficina Europea de Estadística (más conocida como Eurostat). A continuación se presentan sus principales características:

**Tabla 3. Bases de datos para los saldos sectoriales y características principales**

Base de datos	Saldo	Número de economías	Número de años
BM	Fiscal	132	42 economías desde 1972. 72 desde 1990. 94 desde 1995. 131 desde 2003
	Corriente	156	52 economías desde 1975. 110 desde 1980. 129 desde 1990. 156 desde 2003
FMI	Fiscal	193	26 economías desde 1980. 90 desde 1990. 177 desde 2000
	Corriente	191	133 economías desde 1980. 141 desde 1990. 177 desde 2000
CIA	Fiscal	222	Sólo el último año
	Corriente	222	Sólo en dólares, no en porcentaje sobre el PIB
OCDE	Fiscal	40	9 economías antes de 1995. 32 desde 1995. 40 desde 2003
	Corriente	39	10 economías antes de 1995. 20 desde 1995. 39 desde 2003
AMECO	Fiscal	38	6 economías antes de 1995. 29 desde 1995. 33 desde 2001. 38 desde 2005
	Corriente	39	24 economías desde 1960. 40 desde 1995
Eurostat	Fiscal	30	Todas desde 1995
	Corriente	37	11 economías desde 1995. 26 desde 2004

Fuente: Elaboración propia.

Como se puede ver, la base de datos que más países abarca es la de la CIA, aunque sólo presenta los datos del último año disponible y, en el caso del saldo por cuenta corriente, en valores absolutos, por lo que queda inutilizada. Le siguen en extensión de países las del FMI y del Banco Mundial. La primera es la más adecuada para hacer el barrido general por abarcar muchos más países y será utilizada por defecto, aunque cuando se aterrice en cada una de las economías se podrá acudir también a la base de datos del Banco Mundial para extender temporalmente la serie todo lo posible, algo que sólo se realizará cuando ambas series guarden consistencia entre sí (lo cual no siempre ocurre) y tras indicarlo expresamente.

Para la primera exploración (capítulo 4) utilizaremos los tres saldos sectoriales en proporción al PIB. El saldo público sobre el PIB queda definido por la base de datos de Panorama Económico Mundial (IMF, 2019b) como:

*Necesidad o capacidad neta de financiación calculada como ingresos totales menos gastos totales. Mide el grado en el que el gobierno general está poniendo recursos financieros a disposición de otros sectores de la economía y no residentes (capacidad neta de financiación), o utilizando los recursos financieros generados por otros sectores y no residentes (necesidad neta de financiación). Este saldo podría ser visto como un indicador del impacto general de la actividad del gobierno general sobre el resto de la economía y no residentes. Nota: la capacidad o necesidad de financiación neta es también igual a la adquisición neta de activos financieros menos el incurrimento de pasivos netos.*

Por su parte, en la base de datos del Banco Mundial (2020) dicho saldo queda definido prácticamente de la misma forma:

*Necesidad o capacidad neta de financiación es igual a los ingresos menos los gastos, menos la inversión neta en activos no financieros. Es también igual al resultado neto de transacciones en activos y pasivos financieros. Necesidad o capacidad neta de financiación es una medida resumida que indica el grado en el que el gobierno está poniendo recursos financieros a disposición de otros sectores de la economía o en el extranjero, o utilizando los recursos financieros generados por otros sectores o desde el extranjero.*

En cuanto al saldo por cuenta corriente en porcentaje del PIB, la base de datos del Fondo Monetario Internacional citada lo define así:

*La cuenta corriente son todas las transacciones distintas de las financieras y las de capital. La principal clasificación son bienes y servicios, ingresos y transferencias corrientes. El foco de la balanza de pagos está en las transacciones (entre la economía y el resto del mundo) en bienes, servicios e ingresos.*

Que coincide con la definición que da el Banco Mundial:

*El saldo por cuenta corriente es la suma de las exportaciones netas de bienes, servicios, ingresos netos y transferencias corrientes netas.*

Estas bases de datos sólo presentan datos en frecuencia anual, no trimestral. Esto no supone ningún problema para realizar la primera exploración utilizando el gráfico de cuadrantes (capítulo 4), puesto que de hecho nos centramos únicamente en periodos anuales para detectar los casos de estudio. No obstante, para estimar modelos



econométricos de cada uno de esos casos de estudio (capítulo 5) necesitaremos disponer de datos trimestrales, pues ello permitirá que los modelos econométricos estimados gocen de mayor solidez. En consecuencia, en el capítulo 5 tendremos que recurrir a otras fuentes de datos, que además variarán en función del caso específico, pues no hay ninguna que ofrezca datos trimestrales para todas las economías de estudio. En muchos casos tendremos que acudir a los propios organismos nacionales de estadística. En otros casos la insuficiencia de datos en frecuencia trimestral nos obligará a trimestralizar alguna de las series (o las dos) en frecuencia anual (en cuyo caso los resultados econométricos no serán tan fiables) o a directamente prescindir del análisis. La imposibilidad de disponer en todos los casos de datos trimestrales presenta una limitación metodológica destacable que, sin embargo, parece insoslayable.

### 3. DETECCIÓN DE BOOMS CREDITICIOS

Una vez se han detectado todos los años en los que los países atraviesan el cuadrante IVd se procederá a investigar si dicho periodo coincide con la fase final de un boom de crédito –tal y como se ha definido en el capítulo 2– o, en su defecto, con la fase final de una expansión de crédito. Para ello se acudirá a la literatura académica y a informes de organismos oficiales (nacionales e internacionales) con la vista puesta en los siguientes factores: una posible liberalización financiera acometida unos años antes del periodo de estudio, una posible evolución del crédito bancario al sector privado notablemente superior al crecimiento del PIB (siempre que haya disponibilidad de datos, se incorporará un gráfico con la evolución del crédito al sector privado en porcentaje del PIB para el mayor número de años posible), una posible escalada atípica del precio de los activos bursátiles e inmobiliarios, un posible extraordinario crecimiento económico, y una posible crisis financiera y económica como resultado del final del boom de crédito (y del cuadrante IVd). Si se observa el cumplimiento de todos los factores o de la mayoría de ellos concluiremos que el país en cuestión ha experimentado un boom de crédito tanto los años inmediatamente anteriores como coincidentes con el cuadrante IVd, de forma que dicho fenómeno crediticio pasa a ser el principal sospechoso de causar el superávit fiscal. A continuación, en caso de que así ocurriese, y para confirmar dicha hipótesis, se realizaría un análisis econométrico para corroborar si el crecimiento del crédito al sector privado contribuye a explicar el registro de superávit fiscal.

### 4. TRATAMIENTO DE DATOS

Tal y como ya se ha indicado, para la primera exploración no es necesario realizar ningún tratamiento de los datos porque son originales y anuales. En cambio, para el análisis econométrico de las economías correspondientes (capítulo 5) se utilizan series trimestrales que en ocasiones no están disponibles originalmente, por lo que es necesario especificar qué tipo de procesamiento tienen dichos datos.

Todos los análisis econométricos se aplican sobre dos únicas variables: saldo público (acorde a la definición anterior) sobre el PIB en frecuencia trimestral, y crédito otorgado al sector privado (empresas no financieras y hogares) sobre el PIB en frecuencia trimestral. La mayor parte de los datos de esta última variable se recogen de la base de datos del Banco de Pagos Internacionales.

Por un lado, el saldo público sobre el PIB en frecuencia trimestral se construirá –sólo cuando sea necesario– dividiendo los datos de saldo público de un trimestre determinado en valores absolutos y sin ajustar por calendario ni estacionalidad entre los datos de PIB del mismo trimestre en valores absolutos, en términos corrientes, y sin ajustar por calendario ni estacionalidad; estando las dos variables denominadas en la misma moneda<sup>33</sup>. Por otro lado, para la variable de crédito otorgado al sector privado utilizaremos la definición del Banco de Pagos Internacionales (BIS, 2020) (por ser la fuente de datos que más se empleará):

*Cantidad de crédito (préstamos y títulos de deuda) restante al final del periodo de referencia otorgado al sector privado no financiero (que incluye empresas no financieras -tanto de propiedad privada como de propiedad pública-, hogares e instituciones sin ánimo de lucro al servicio de los hogares<sup>34</sup>). En la serie con frecuencia trimestral se utiliza la suma móvil de cuatro trimestres para el PIB nominal.*

Cuando se ha tenido que recurrir a otras bases de datos se ha utilizado la misma definición para construir la variable correspondiente. Cuando no ha sido posible utilizar exactamente la misma definición por insuficiencia de datos se ha señalado expresamente.

Para trimestralizar las series en frecuencia anual se ha utilizado el software *JDemetra+*, que es una herramienta desarrollada por el Banco Nacional de Bélgica en colaboración con el Banco Federal Alemán y Eurostat siguiendo las directrices del Sistema Estadístico Europeo y que desde el 2 de febrero de 2015 ha sido recomendado oficialmente por la Comisión Europea a los miembros de dicho sistema y al sistema europeo de los bancos centrales como software para ajuste estacional y de calendario en estadísticas oficiales (European Commission, 2020)

## 5. ANÁLISIS ECONÓMETRICO

Puesto que estamos interesados en conocer si la variable deuda privada (en porcentaje del PIB) contribuye a explicar la evolución del saldo público (en porcentaje del PIB) durante un periodo determinado así como si existe una relación bidireccional entre las dos variables y no sólo una unidireccional, utilizaremos vectores autorregresivos (VAR) porque permiten integrar las dos variables en el mismo modelo econométrico (Enders, 2015; Wooldridge, 2013). Siendo  $d_t$  la variable temporal de deuda privada en porcentaje del PIB y  $s_t$  la variable temporal de saldo público en porcentaje del PIB, nuestro vector autorregresivo consta de dos ecuaciones. En una de ellas, la variable dependiente es  $s_t$ , mientras que en la otra es  $d_t$ . Para eliminar la tendencia estocástica utilizamos el cálculo de su primera diferencia. Los regresores de ambas ecuaciones son los valores retardados de las dos variables (Stock y Watson, 2012).

$$\Delta s_t = \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta d_{t-i} + c + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta d_t = \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta d_{t-i} + c + \varepsilon_t \quad (2)$$

<sup>33</sup> Que por disponibilidad de datos y comodidad siempre es la nacional, por lo que no se procede a aplicar cambios entre divisas.

<sup>34</sup> Como quedan definidas en el Sistema Anual de Cuentas de 2008.

Donde  $\Delta s_t$  y  $\Delta d_t$  son las diferencias de cada variable respectivamente;  $\alpha, \beta, \varphi$  y  $\phi$  son los coeficientes de las variables retardadas correspondientes;  $c$  es la constante y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Los coeficientes del VAR se estiman mediante la estimación de cada una de las ecuaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO).

Si las dos variables están cointegradas –esto es, si presentan una relación a largo plazo porque comparten una misma tendencia estocástica<sup>35</sup>–, se ampliará el VAR para incluir un término de corrección de error retardado. En este caso tendríamos un modelo del vector de corrección de error (VECM por sus siglas en inglés) que, siguiendo la sugerencia de Johansen y Juselius (1990) y de Juselius (2006), quedaría definido de la siguiente forma:

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t, \quad (3)$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos.

Para determinar si las variables están cointegradas utilizaremos la prueba de cointegración de Johansen (1988) y para descubrir cuántas raíces unitarias tiene cada variable recurriremos a su representación gráfica, a los correlogramas de los residuos y a la prueba de Dickey-Fuller en su versión aumentada, siguiendo la recomendación de Dolado *et al.* (1990)<sup>36</sup>. Todas las estimaciones serán realizadas con el programa informático Eviews (versión 11). En el cuerpo del trabajo se presentarán los principales resultados, esto es, la prueba de cointegración de Johansen, los resultados clave de la estimación del modelo, y el gráfico de impulso-respuesta. El resto de resultados obtenido para la estimación del modelo y la valoración de su solidez será incorporado en el anexo, al final del trabajo. En el mismo, y para todos los casos de las economías, la variable de deuda privada en porcentaje del PIB se ha denominado “DEUDA” y la variable de saldo público en porcentaje del PIB se ha denominado “SALDO”.

<sup>35</sup> La definición formal de cointegración se debe al econométra Clive Granger (Granger and Weiss, 1983).

<sup>36</sup> Esto es, comenzar el contraste tanto con término independiente como con tendencia determinística en la ecuación auxiliar e ir descartando los elementos (primero la tendencia y luego la constante) si no son significativos.

---

## CAPÍTULO 4. EXPLORACIÓN DE ECONOMÍAS NACIONALES: APLICACIÓN DEL SISTEMA DE CUADRANTES

---

En este capítulo utilizaremos el sistema de cuadrantes explicado en el capítulo anterior para detectar aquellos casos en los que se registra simultáneamente superávit público y déficit por cuenta corriente. La exploración se realizará a lo largo de todas las economías y años para los que existen datos, aunque previamente se aplicará un filtro para excluir una minoría de economías cuyas particularidades específicas dificultan el análisis a partir de los saldos sectoriales. Esta exclusión no afecta de forma importante al estudio porque son economías de reducida dimensión y relevancia.

Acorde a nuestra fundamentación teórica y a nuestra hipótesis de trabajo, podemos identificar cuatro subhipótesis, pues es de esperar que 1) estos casos de superávit público y déficit por cuenta corriente sean minoritarios (por tratarse de un caso insostenible en el tiempo); 2) que presenten un déficit privado destacable (por mostrar un periodo de boom crediticio); 3) que se concentren en periodos de crecimiento económico (el endeudamiento privado estimula la economía); y 4) que sean temporalmente consecutivos (por ser parte de un único proceso de endeudamiento).

### 1. ELECCIÓN DE MUESTRA DE PAÍSES

La exploración de economías a través de sus tres saldos sectoriales presenta algunas limitaciones que conviene señalar. Puesto que la evolución en el tiempo de dichos saldos es un elemento esencial para aproximarse a los fenómenos económicos que atraviesa el país en cuestión, cualquier oscilación brusca de alguno de ellos entre un año y otro dificultará de manera notable el análisis. Si estas oscilaciones son numerosas e intensas, el análisis sectorial se mostrará muy limitado e impreciso. De ahí que resulte crucial detectar previamente aquellas economías cuyos saldos fluctúen errática e intensamente, pues podría ser conveniente dejarlas al margen del análisis para que no desvirtúen esta primera aproximación.

El criterio que utilizaremos para identificar este tipo de economías es el siguiente: variación interanual de cualquiera de los tres saldos en un grado superior al 10% del PIB. Todas las economías que cumplen este requisito muestran oscilaciones muy fuertes y rápidas en sus saldos, lo que impide poder detectar a simple vista algún proceso económico medianamente sostenido en el tiempo. Algunas de estas economías atraviesan el cuadrante IVd en algún momento, pero siempre de forma puntual y esporádica, a veces de forma repetida pero alternando con otros cuadrantes, lo que en absoluto se ajustaría a la hipótesis de trabajo. La inmensa mayoría supera en alguno o varios años el 20% del PIB para alguno de los tres saldos sectoriales, una cota inusual para el resto de economías. Aplicando este criterio tendríamos los países recogidos en la tabla 4.

**Tabla 4. Lista de países que cumplen el criterio de selección y su peso mundial en PIB expresado en paridad de poder adquisitivo**

	<b>País</b>	<b>Peso PIB mundial 2017 (%)</b>
1	Arabia Saudí	1,390
2	Iraq	0,515
3	Algeria	0,492
4	Venezuela	0,291
5	Catar	0,265
6	Kuwait	0,230
7	Angola	0,155
8	Omán	0,150
9	Bielorrusia	0,140
10	Sudán	0,139
11	Azerbaiyán	0,136
12	Tanzania	0,128
13	Turkmenistán	0,081
14	Costa de Marfil	0,076
15	Jordán	0,070
16	Camerún	0,070
17	Líbano	0,068
18	República Democrática del Congo	0,057
19	Baréin	0,056
20	Macao	0,056
21	Afganistán	0,054
22	Libia	0,048
23	Senegal	0,043
24	Laos	0,039
25	Trinidad y Tobago	0,034
26	Mali	0,032
27	Botsuana	0,031
28	Georgia	0,031
29	Mongolia	0,031
30	Zimbabue	0,031
31	Gabón	0,029
32	Mozambique	0,029
33	Burkina Faso	0,028
34	Benín	0,027
35	Brunéi	0,026
36	Papúa Nueva Guinea	0,025
37	Guinea Ecuatorial	0,024
38	Chad	0,023
39	República del Congo	0,023
40	Guinea	0,022

41	Mauritania	0,022
42	Tayikistán	0,022
43	Niger	0,020
44	Ruanda	0,019
45	Kirguistán	0,018
46	Togo	0,010
47	Montenegro	0,009
48	Sierra Leona	0,009
49	Fiyi	0,008
50	Surinam	0,007
51	Bután	0,006
52	Maldivas	0,006
53	Burundi	0,006
54	Lesoto	0,005
55	Liberia	0,005
56	Timor Oriental	0,005
57	Barbados	0,004
58	Yibuti	0,004
59	Eritrea	0,004
60	Gambia	0,004
61	República centroafricana	0,003
62	Cabo Verde	0,003
63	Belice	0,002
64	Comoras	0,002
65	Guinea-Bisáu	0,002
66	Seychelles	0,002
67	Samoa	0,001
68	Santo Tomé y Príncipe	0,001
69	Islas Solomón	0,001
70	Kiribati	sin datos
71	Islas Marshall	sin datos
72	Micronesia	sin datos
73	Nauru	sin datos
74	Palaos	sin datos
75	Tuvalu	sin datos
	<b>Suma total</b>	<b>5,405</b>

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Perspectiva Económica Mundial del Fondo Monetario Internacional  
Nota: Las economías sombreadas están incluidas en la lista de paraísos fiscales del Parlamento Europeo (Remeur, 2018).

Se trata de 75 economías del total de 191 que ofrece la base de datos del Fondo Monetario Internacional. Ninguna de ellas es desarrollada, casi la mitad son africanas, la mayoría tienen una muy reducida dimensión, y predominan por un lado las que son muy dependientes de la exportación de hidrocarburos y por otro lado las que están consideradas paraísos fiscales por el Parlamento Europeo (Remeur, 2018). A pesar de suponer el 39,2% del total de economías del planeta, su peso en PIB medido en paridad

de poder adquisitivo no supera el 5,5%. Si, además, exceptuamos las cinco economías con mayor peso (que son importantes exportadores de hidrocarburos –Arabia Saudí, Iraq, Algeria, Venezuela y Qatar) dicho porcentaje quedaría reducido al 3%.

Como se sabe, las economías exportadoras de hidrocarburos son muy sensibles a los cambios de los precios en el mercado internacional, que suelen ser bruscos y muy intensos, lo que explica que en determinados años el saldo por cuenta corriente y también el saldo público registren oscilaciones muy notables (Allegret *et al.*, 2014; Kilian *et al.*, 2009). En este caso la evolución de los saldos respondería a un factor externo y ajeno a la actividad económica del país en cuestión, de forma que realizar el análisis a partir únicamente de los saldos se torna poco útil para la pretendida primera aproximación.

En cuanto a los países considerados paraísos fiscales, la dirección general de políticas internacionales del Parlamento Europeo define estos países como centros que proveen a los contribuyentes físicos y jurídicos oportunidades para la evasión fiscal, al mismo tiempo que permiten ocultar el origen de las actividades ilegales y criminales gracias a su opacidad y secretismo (European Parliament, 2017). Los beneficiarios de estos servicios dejan de pagar determinadas cantidades de impuestos en los territorios donde lo deberían hacer para pagar una pequeña parte en los centros *offshore* que ofrecen dichos servicios. Este fenómeno provoca un desacople entre el pago de impuestos y la actividad económica, un vínculo crucial en nuestro análisis como hemos desarrollado en el capítulo 2 de fundamentación teórica. El efecto se produce en los dos países involucrados, pero evidentemente es en los paraísos fiscales, que normalmente son de reducido tamaño, donde es más intenso. Además, el hecho de que la recaudación fiscal dependa más de los puntuales servicios ofrecidos por muchos paraísos fiscales que compiten entre sí conlleva una alta fluctuación en los flujos financieros recibidos por estos centros (Jane, 2014; Palan *et al.*, 2013) ocasionando que sus tres saldos oscilen fuertemente.

Todo lo anterior nos otorga motivos fundamentados para, en pro de la representatividad de la muestra, excluir estas economías del análisis. Una vez depurada la muestra seguimos incluyendo en nuestro objeto de estudio la mayoría y más relevantes economías del planeta. No obstante, conviene enfatizar en la idea de que en este trabajo no todas las economías del planeta estarán bajo objeto de estudio. Podría ser, por lo tanto, que algunos de estos países se ajustasen a la hipótesis de trabajo (esto es, que teniendo déficit por cuenta corriente hubieran registrado superávit fiscal gracias a un boom de crédito) y no estaríamos pudiendo identificarlo; y podría ocurrir también lo contrario: que los países desechados de la muestra no se ajustasen a la hipótesis de trabajo. También es importante tener en cuenta que algunos de los países incluidos podrían ajustarse a las particularidades propias de los exportadores de hidrocarburos o de los paraísos fiscales a pesar de haber superado exitosamente nuestro filtro.

En definitiva, excluyendo a estas economías de la muestra total disponible en la base de datos del Fondo Monetario Internacional, obtendríamos el total de países para los que se realizará el análisis. En la tabla 5 se muestra la lista completa ordenada por orden alfabético y el número de años con datos disponibles de los tres saldos sectoriales conjuntos.

**Tabla 5. Lista completa de países a analizar**

	País	Periodo muestral disponible	Años disponibles
1	Albania	1997-2016	20
2	Alemania	1991-2017	27
3	Antigua y Barbuda	2014-2016	3
4	Argentina	1993-2017	25
5	Armenia	2005-2016	12
6	Australia	1988-2016	29
7	Austria	1988-2016	29
8	Bangladés	1980-2016	37
9	Bélgica	1980-2016	37
10	Bolivia	1981-2016	36
11	Bosnia y Herzegovina	1998-2016	19
12	Brasil	1996-2017	22
13	Bulgaria	1998-2016	19
14	Camboya	1996-2016	21
15	Canadá	1980-2016	37
16	Chile	1990-2016	27
17	China	1997-2017	21
18	Chipre	1995-2016	22
19	Colombia	1982-2017	36
20	Corea	1995-2017	23
21	Costa Rica	1990-2016	27
22	Croacia	1992-2016	25
23	Dinamarca	1980-2016	37
24	Dominica	2014-2015	2
25	Ecuador	1995-2016	22
26	Egipto	1999-2017	19
27	El Salvador	1990-2016	27
28	Emiratos Árabes	1991-2016	26
29	Eslovaquia	1995-2017	23
30	Eslovenia	1995-2017	23
31	España	1980-2016	37
32	Estados Unidos	2001-2016	16
33	Estonia	1995-2016	22
34	Etiopía	1980-2016	37
35	Filipinas	1989-2016	28
36	Finlandia	1980-2016	37
37	Francia	1980-2016	37
38	Ghana	1980-2016	37
39	Granada	1014-2016	3
40	Grecia	1980-2016	37



41	Guatemala	1995-2016	22
42	Guyana	1997-2016	20
43	Haití	1997-2017	21
44	Honduras	1990-2015	26
45	Hong Kong	1981-2016	36
46	Hungría	1995-2016	22
47	India	1988-2017	30
48	Indonesia	1993-2016	24
49	Irán	1990-2017	28
50	Irlanda	1995-2016	22
51	Islandia	1980-2016	37
52	Israel	2000-2017	18
53	Italia	1988-2016	29
54	Jamaica	1990-2016	27
55	Japón	1980-2016	37
56	Kazajistán	2002-2016	15
57	Kenia	1982-2016	35
58	Kosovo	2000-2016	17
59	Letonia	1998-2017	20
60	Lituania	1995-2016	22
61	Luxemburgo	1995-2016	22
62	Macedonia	1997-2017	21
63	Madagascar	1980-2015	36
64	Malasia	1990-2016	27
65	Malauí	2002-2011	10
66	Malta	2000-2016	17
67	Marruecos	1990-2016	27
68	Mauricio	2000-2016	17
69	México	1990-2016	27
70	Moldovia	1995-2016	22
71	Myanmar	1998-2017	20
72	Namibia	1990-2015	26
73	Nepal	2000-2016	17
74	Nicaragua	2000-2016	17
75	Nigeria	1990-2016	27
76	Noruega	1980-2016	37
77	Nueva Zelanda	1985-2017	33
78	Países Bajos	1980-2016	37
79	Pakistán	1993-2016	24
80	Panamá	1994-2016	23
81	Paraguay	1980-2016	37
82	Perú	2000-2017	18
83	Polonia	1995-2016	22
84	Portugal	1986-2016	31
85	Puerto Rico	-	0

86	Reino Unido	1980-2017	38
87	República Checa	1995-2016	22
88	República Dominicana	1997-2016	20
89	Rumanía	1990-2016	27
90	Rusia	1998-2017	20
91	San Cristóbal y Nieves	2014-2016	3
92	San Marino	-	0
93	San Vicente y las Granadinas	2014-2016	3
94	Santa Lucía	2014-2016	3
95	Serbia	2000-2016	17
96	Singapur	1990-2017	28
97	Siria	1990-2009	20
98	Somalia	-	0
99	Sri Lanka	1990-2016	27
100	Suazilandia	1980-2015	36
101	Sudáfrica	2000-2016	17
102	Sudán del sur	2011-2016	6
103	Suecia	1980-2016	37
104	Suiza	1983-2016	34
105	Tailandia	1995-2017	23
106	Taiwán	1984-2016	33
107	Tonga	1999-2016	18
108	Túnez	1991-2016	26
109	Turquía	2000-2016	17
110	Ucrania	1995-2016	22
111	Uganda	1997-2016	20
112	Uruguay	2012-2016	5
113	Uzbekistán	1992-2016	25
114	Vanuatu	1991-2015	25
115	Vietnam	1998-2015	18
116	Yemen	1990-2008	19
117	Zambia	2000-2016	17
		1980-2017	2.753

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

Se ha prescindido de los casos para los que sólo hay datos de un único saldo por la imposibilidad de conocer los otros dos. Se aprecia cierta diversidad de disponibilidades: hay tres economías para los que no hay datos completos para ningún año (Puerto Rico, San Marino y Somalia); otras para los que sólo tenemos tres o menos años (Antigua y Barbuda, Dominica, Granada, San Cristóbal y Nieves, San Vicente y las Granadinas, y Santa Lucía), que precisamente están incluidas en la lista de paraísos fiscales del Parlamento Europeo (si hubiese más datos quizás hubiésemos apreciado oscilaciones superiores al 10% del PIB en alguno de sus saldos, lo que hubiera provocado su exclusión de la lista); otras para las que hay datos completos desde 1980 hasta 2016/2017; y otras para las que hay múltiples combinaciones intermedias. El total de

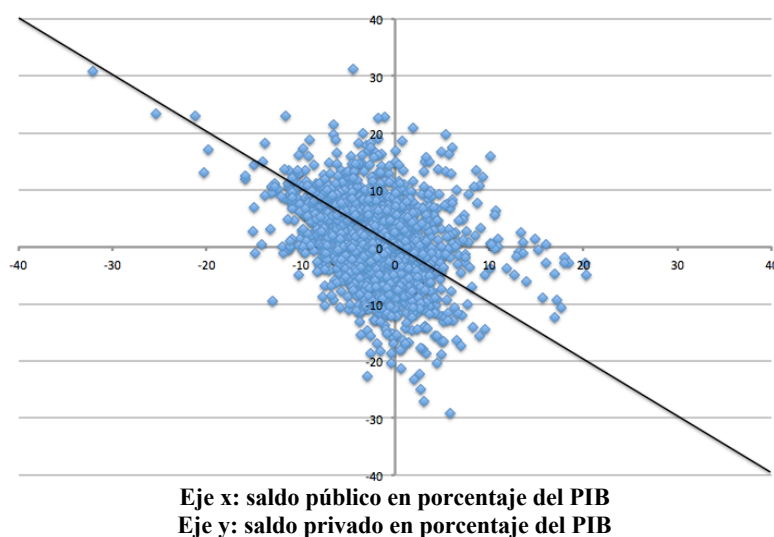
países es de 117 y el de años alcanza los 2.753, siendo el periodo muestral más amplio desde 1980 hasta 2017. Puesto que para la primera exploración nos interesa tener la panorámica más amplia posible para poder detectar los casos de estudio (recordemos: registro simultáneo de superávit público y déficit por cuenta corriente) no importa que exista variedad de periodos muestrales por países. Eso sí, habrá que tener presente en todo momento que hay años que quedan fuera de nuestro barrido general y que podrían estar ocultando otros casos ajustados a nuestra hipótesis de trabajo (especialmente si estos se hubiesen dado antes de 1980 o –menos probable– después de 2017, años para los que no tenemos datos).

## 2. APLICACIÓN DEL GRÁFICO DE CUADRANTES

Como decíamos, acorde a nuestra fundamentación teórica y a nuestra hipótesis de trabajo, podemos identificar cuatro subhipótesis, pues es de esperar que 1) los casos de superávit público y déficit por cuenta corriente sean minoritarios (por tratarse de un caso insostenible en el tiempo); 2) que presenten un déficit privado destacable (por mostrar un periodo de boom crediticio); 3) que se concentren en periodos de crecimiento económico (el endeudamiento privado estimula la economía); y 4) que sean temporalmente consecutivos (por ser parte de un único proceso de endeudamiento). A continuación corroboraremos dichas subhipótesis utilizando el gráfico de cuadrantes.

De los 2.753 años disponibles correspondientes a las 117 economías, el 64,0% (1.762) corresponden a déficit por cuenta corriente y el resto (36%%; 991) a superávit por cuenta corriente. En el gráfico 1 se representan en nuestro sistema de cuadrantes todos los años de la muestra.

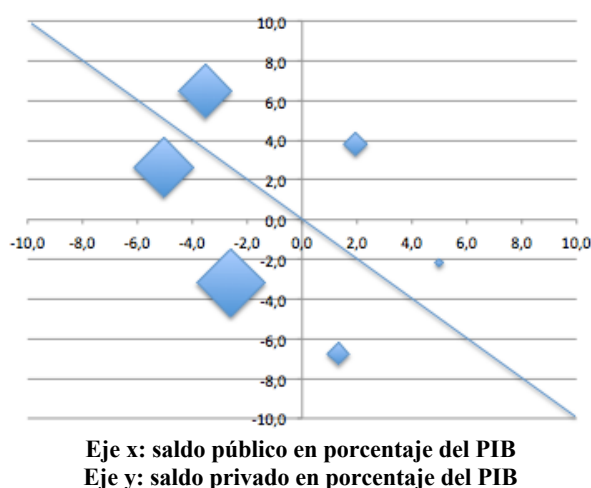
**Gráfico 1. Sistema de cuadrantes aplicado a la muestra completa de países y años**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

El saldo público se referencia en el eje de abscisas y el saldo privado en el de ordenadas, de forma que por identidad contable los años en los que hay déficit por cuenta corriente se sitúan bajo la bisectriz dibujada, mientras que por encima de la misma estarían los que registran superávit por cuenta corriente. En el gráfico 2 se simplifica la representación. Para ello se ha realizado el promedio simple de los años situados en cada cuadrante, dimensionando cada punto por su peso sobre el total.

**Gráfico 2. Sistema de cuadrantes aplicado a la muestra completa de países y años, simplificado**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

En la tabla 6 se recogen tanto las medias y pesos de cada cuadrante para cada uno de los tres saldos.

**Tabla 6. Promedios y pesos relativos de cada cuadrante para cada uno de los tres saldos. Muestra completa**

Peso déficit público	Peso superávit privado									Peso superávit público			
	Peso lid			Peso lis			Peso I						
	X̄Pub	X̄C/c	X̄Priv	X̄Pub	X̄C/c	X̄Priv	X̄Pub	X̄C/c	X̄Priv				
	Peso III			Peso Ivd			Peso Ivs						
	X̄Pub	X̄C/c	X̄Priv	X̄Pub	X̄C/c	X̄Priv	X̄Pub	X̄C/c	X̄Priv				
Peso déficit privado													
Peso déficit c/c					Peso superávit c/c								
77,1%	57,6%									22,9%			
	25,1%			22,7%			9,8%						
	-5,1	-2,4	2,6	-3,5	2,9	6,5	1,9	5,8	3,8				
	29,2%			9,7%			3,5%						
	-2,6			-3,2			1,3	-5,4	-6,8		5,0	2,8	-2,2
	42,4%												
64,0%					36,0%								

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

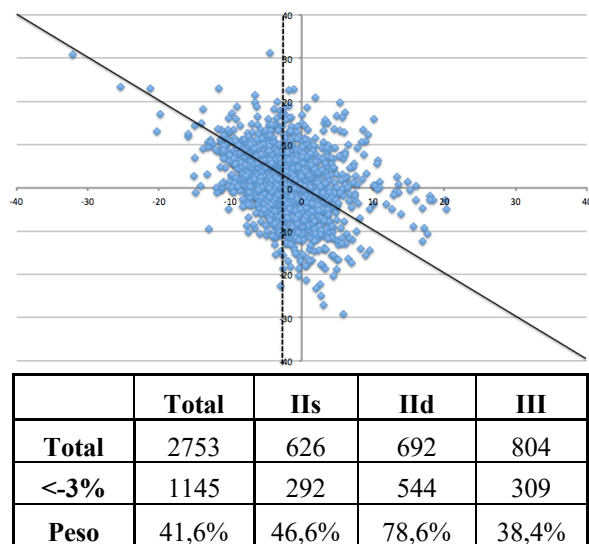
Resulta cuanto menos llamativo que la mayoría de los casos se concentren en déficit público (77,1%), y también en déficit por cuenta corriente (el 64,0%), pues estos estados sectoriales se consideran convencionalmente problemáticos y, como hemos visto en el capítulo 1 (epígrafe 1, subapartado 8), están alejados de las metas de responsabilidad fiscal que impone la Eurozona.

De la minoría de casos de superávit público (22,9%), algo más de la mitad (12,3%) registran también superávit por cuenta corriente (a su vez, el superávit público es bastante más elevado lógicamente cuando el sector privado está en déficit –una media de 4,9% sobre el PIB frente a otra de 1,9%). La otra parte de registros en superávit público (9,7%) coinciden con déficit por cuenta corriente y privado, que corresponde al cuadrante IVd y que acorde a nuestra hipótesis es el caso que podría enmarcarse en procesos de elevado apalancamiento privado y que deberían ser esporádicos debido a la fragilidad financiera que conllevan. Ese peso relativo está por debajo de lo que le correspondería si todos los años se distribuyeran de forma proporcional (12,5%), lo que nos podría sugerir que es un caso minoritario, en línea con la subhipótesis 1. En una

primera aproximación el mencionado elevado endeudamiento privado parece cumplirse a primera vista, pues de media el déficit privado en este cuadrante IVd es del 6,8% sobre el PIB, muy alejado de los niveles experimentados en el resto de cuadrantes (le sigue el cuadrante III con una media de déficit privado del 3,2% sobre el PIB, menos de la mitad). Ello va en línea con la subhipótesis 2: los casos en los que países con déficit por cuenta corriente registran superávit público el déficit privado es extraordinariamente elevado.

Sirva de ilustración la proporción de casos que no respetarían la regla fiscal de la Eurozona del déficit del 3% sobre el PIB: el 41,8% del total. Su distribución por cuadrantes es la siguiente: vulnerarían la regla fiscal el 46,3% de los casos situados en el cuadrante IIs, el 78,2% de los casos del cuadrante IId, y el 39,4% de los casos del cuadrante III.

**Gráfico 3. Cumplimiento de la regla del déficit público del 3% del PIB. Sistema de cuadrantes y pesos para la muestra total**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

Cabe resaltar que teniendo en cuenta que la regla de déficit se plantea como un requisito para lograr una adecuada política presupuestaria, puede sorprender un incumplimiento tan generalizado a nivel mundial atendiendo al mayor número de años disponibles. Esta constatación ya nos sugiere que dicha norma podría no resultar ser un indicador adecuado para guiar las políticas fiscales. Además, y esto es importante, la regla fiscal favorece holgadamente a las economías que disfrutan de superávit por cuenta corriente y penaliza al resto. De todos los casos que incumplirían la norma fiscal, casi 3 de cada 4 (el 74,5%) coinciden con déficit por cuenta corriente. Parece que registrar superávit por cuenta corriente es una de las mejores fórmulas para respetar las reglas fiscales de la Eurozona.

## 2.1 Ciclos económicos

Recordemos que acorde a nuestra hipótesis el cuadrante IVd refleja un proceso de elevado endeudamiento privado que estimula el crecimiento, por lo que, en principio, los años situados en ese cuadrante deberían coincidir con años de crecimiento

económico. Para verificar de forma tentativa si esto último ocurre, comparamos el periodo de 1995-2007, época fundamentalmente de crecimiento económico<sup>37</sup>, con el de 2008-2016, época fundamentalmente de recesión (Grinin *et al.*, 2016).

**Gráfico 4. Sistema de cuadrantes aplicado a los periodos 1995-2007 y 2008-2016, simplificado**



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

En efecto, durante el periodo 1995-2007 el cuadrante IVd tiene un peso del 12,5%, que es precisamente igual al que le correspondería acorde a una distribución homogénea y superior al que tiene durante el periodo en su conjunto (9,7%). En cambio, durante el periodo 2008-2016 el peso es solamente del 4,2%. Estos resultados van en línea con la subhipótesis 3: registrar simultáneamente déficit por cuenta corriente, déficit privado y superávit público (y además hacerlo con superávits fiscales y déficits privados más elevados) suele ocurrir más frecuentemente durante los años de crecimiento económico que durante los años de recesión económica. En consecuencia, *grasso modo* nuestro caso de estudio parece asociarse mucho más a periodos de crecimiento económico.

<sup>37</sup> En nuestra muestra algunos países presentan datos anteriores a 1995 y por lo tanto no quedarían reflejados aquí.

**Tabla 7. Promedios y pesos relativos de cada cuadrante para cada uno de los tres saldos. Periodos 1995-2007 y 2008-2016**

Peso déficit público	Peso superávit privado										Peso superávit público		
	Peso Iid			Peso Iis			Peso I						
	X̄Pub	X̄C/c	X̄Priv	X̄Pub	X̄C/c	X̄Priv	X̄Pub	X̄C/c	X̄Priv				
	Peso III						Peso Ivd		Peso Ivs				
	X̄Pub		X̄C/c		X̄Priv		X̄Pub	X̄C/c	X̄Priv	X̄Pub		X̄C/c	X̄Priv
	Peso déficit privado												
	Peso déficit c/c					Peso superávit c/c							

1995-2007													
72,9%	54,2%												27,1%
	20,5%			22,9%			10,8%						
	-4,2	-2,2	2,0	-3,2	3,1	6,3	2,3	6,4	4,1				
	29,5%						12,5%			3,8%			
	-2,3		-5,4		-3,1		1,5	-5,3	-6,9	5,8	3,6	-2,2	
	45,8%												
	62,5%					37,5%							

2008-2016													
82,5%	58,6%												17,5%
	25,3%			23,0%			10,3%						
	-5,2	-2,7	2,6	-3,3	3,5	6,8	1,9	7,0	5,1				
	34,3%						4,2%			3,0%			
	-3,1		-6,7		-3,6		1,4	-6,5	-7,9	4,6	2,7	-1,9	
	41,4%												
	63,7%					36,3%							

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

Sirva también de ilustración que durante el periodo 1995-2007 el porcentaje de incumplimiento de la regla fiscal del 3% sobre el PIB es notablemente menor que el propio del periodo 2008-2016 (36,1% frente a un 44,7%) -y por lo tanto también menor que el de todo el periodo-, lo cual era de esperar porque el crecimiento económico tiende a disminuir el déficit público y la recesión económica tiende a incrementarlo. En consecuencia, parece que registrar crecimiento económico es otra de las mejores vías para respetar las reglas fiscales de la Eurozona.

**Gráfico 5. Cumplimiento de la regla del déficit público del 3% del PIB. Sistema de cuadrantes y pesos para los periodos 1995-2007 y 2008-2016**

<b>1995-2007</b>				
95-07	Total	Iis	Iid	III
total	1251	286	257	369
<-3%	451	124	188	139
peso	36,1%	43,4%	73,2%	37,7%

<b>2008-2016</b>				
08-16	Total	Iis	Iid	III
total	978	225	247	335
<-3%	437	94	200	143
peso	44,7%	41,8%	81,0%	42,7%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

## 2.2 Detección de países en cuadrante IVd

De las 117 economías de la muestra, son 43 las que han registrado al menos 1 año superávit público y déficit por cuenta corriente durante el periodo de tiempo disponible.

**Tabla 8. Lista de economías en cuadrante IVd. Años en cuadrante IVd, años totales y años en superávit público**

	<b>Economía</b>	<b>Total años (a)</b>	<b>Total años superávit público (b)</b>	<b>Años en Cuadrante Ivd (c)</b>	<b>Periodos con años consecutivos (d)</b>	<b>Peso (c/b)</b>
1	Nueva Zelanda	33	16	16	3	100%
2	Macedonia	21	5	5	3	100%
3	Malasia	27	5	5	1	100%
4	Marruecos	27	5	5	2	100%
5	Panamá	23	4	4	2	100%
6	Bosnia y Herzeg.	19	4	4	1	100%
7	S. Cristóbal y Nie.	3	3	3	1	100%
8	Australia	29	10	10	3	100%
9	Kosovo	17	6	6	2	100%
10	Honduras	26	5	5	1	100%
11	Reino Unido	38	5	5	2	100%
12	Bangladés	37	4	4	1	100%
13	Moldavia	22	4	4	2	100%
14	Nicaragua	17	4	4	2	100%
15	Chipre	22	3	3	1	100%
16	España	37	3	3	1	100%
17	Estados Unidos	22	3	3	1	100%
18	Camboya	21	2	2	1	100%
19	Egipto	19	2	2	1	100%
20	Letonia	23	3	3	2	100%
21	México	27	2	2	1	100%
22	Sudáfrica	17	2	2	1	100%
23	Costa Rica	27	1	1	1	100%
24	Islandia	37	10	9	4	90%
25	Chile	27	16	13	3	81%
26	Bulgaria	19	9	7	2	78%
27	Perú	18	7	5	2	71%
28	Estonia	22	13	9	2	69%
29	Eslovenia	23	3	2	2	67%
30	Serbia	17	3	2	1	67%
31	Finlandia	37	23	12	1	52%
32	Ecuador	22	8	4	1	50%
33	Indonesia	24	6	3	1	50%
34	Filipinas	28	7	3	2	43%
35	Kazajistán	15	12	5	2	42%
36	Irlanda	22	10	4	1	40%
37	Tailandia	23	11	4	3	36%
38	Canadá	37	11	3	1	27%
39	Dinamarca	37	12	3	1	25%
40	Suecia	37	17	4	1	24%
41	Noruega	37	34	5	2	15%
42	Hong Kong	36	28	4	3	14%
43	Corea	23	23	3	1	13%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

Se trata del 36,8% del total de economías, aunque la frecuencia con la que se sitúan en dicho cuadrante IVd así como otras características son muy variadas por países. En la Tabla 8 se recoge la lista de economías con el número de años registrados en el



cuadrante IVd, los periodos en los que son consecutivos, el número de años totales en superávit público, y el total de años disponibles.

Mientras que alguna economía como Costa Rica sólo se ha ubicado en el cuadrante IVd un año, otras como Nueva Zelanda, Finlandia o Paraguay lo han hecho durante más de diez años (no necesariamente continuados). Entre dichos extremos hay muchas combinaciones, pero la tónica general se encuentra entre los 2 y 5 años. Es importante señalar que para el país de San Cristóbal y Nieves solamente hay disponibles 3 años, lo que imposibilita su análisis.

Tal y como se puede ver, casi todas las economías presentan muy pocos periodos con años consecutivos en cuadrante IVd. Finlandia se lleva la palma pues sus 12 años en cuadrante IVd se concentran en un único periodo. Hay países en los que esta característica no es destacable, pero ello se debe sobre todo a que el número de años en cuadrante IVd es muy reducido, sobresaliendo el caso de Costa Rica que sólo dispone de un año en dicha situación. Esta constatación va en línea con la subhipótesis 4: al estar dicho cuadrante reflejando un único fenómeno de apalancamiento privado es de esperar que los años con esta combinación sean consecutivos.

Fijándonos en la proporción de años de cuadrante IVd sobre el total de años en superávit público, la mayoría de las economías (el 54,3%) registra una proporción del 100%, es decir, todos los años que han registrado superávit público han registrado también déficit por cuenta corriente y déficit privado. El porcentaje de economías que tiene una proporción entre el 99% y el 50% alcanza el 23,9%, algo más que las que han estado más veces en superávit público con superávit por cuenta corriente que con déficit por cuenta corriente. Tendríamos así tres grupos más o menos delimitados.

**Tabla 9. Distribución de las economías en función del número de años en cuadrante IVd sobre el total de años**

<b>Total economías cuadrante IVd</b>	<b>Economías al 100%</b>	<b>Entre 99% y 50%</b>	<b>Menos de 50%</b>
46	25	11	10
100,0%	54,3%	23,9%	21,7%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

El primer grupo, el mayoritario, lo conformarían las economías que nunca han registrado superávit público simultáneamente con superávit por cuenta corriente. Esto se debe en buena medida a que normalmente no suelen registrar superávit por cuenta corriente. De hecho, como se puede ver en la Tabla 10, exceptuando a cuatro de ellas (Malasia, Bangladés, Egipto y España) todas han tenido déficit por cuenta corriente en más del 85% de los años disponibles, siendo importante el número de economías que lo han hecho en un 100%. En consecuencia, estas economías presentan un nivel promedio de déficit por cuenta corriente muy elevado, notablemente superior al 2% del PIB, aunque con la llamativa excepción de Malasia que tiene una media positiva del 5,4% y con las menos destacables excepciones de Egipto (-0,97%) y Bangladés (-0,81%).

Esta constatación no es baladí, pues nos revela que las únicas veces que estas economías han conseguido números positivos en las cuentas públicas ha coincidido con un déficit en el saldo privado que nos sugiere un proceso de notable endeudamiento privado. En línea con esta última apreciación están los niveles promedio del saldo privado, pues muestran déficits muy intensos para el periodo completo por regla general. También, como era de esperar, tienen un nivel promedio de déficit público elevado, con pocas excepciones (San Cristóbal y Nieves, 6,79%; Nueva Zelanda, -0,01%; Kosovo, -0,13%; y Nicaragua, -0,95%).

**Tabla 10. Lista del grupo 1 del cuadrante IVd atendiendo a diferentes características**

<b>Economía</b>	<b>Peso cuadrante IVd en años de superávit fiscal</b>	<b>Promedio saldo público</b>	<b>Promedio saldo cuenta corriente</b>	<b>Promedio saldo privado</b>	<b>Años en déficit por cuenta corriente</b>	<b>Proporción años en déficit por cuenta corriente</b>
Nueva Zelanda	100%	-0,01	-3,78	-3,77	33	100%
Macedonia	100%	-1,87	-4,42	-1,73	21	100%
Malasia	100%	-2,22	5,40	7,62	8	30%
Marruecos	100%	-2,53	-3,16	-0,63	24	89%
Panamá	100%	-1,62	-6,29	-4,48	22	96%
Bosnia y Herzeg.	100%	-1,88	-10,03	-4,08	19	100%
S. Cristóbal y Nie.	100%	6,79	-8,68	-11,60	3	100%
Australia	100%	-1,38	-4,34	-2,96	29	100%
Kosovo	100%	-0,13	-9,33	-4,12	17	100%
Honduras	100%	-1,84	-5,68	-3,70	26	100%
Reino Unido	100%	-3,36	-2,25	1,12	33	87%
Bangladés	100%	-3,20	-0,81	2,32	19	51%
Moldavia	100%	-2,15	-8,09	-3,74	22	100%
Nicaragua	100%	-0,95	-12,20	-10,62	17	100%
Chipre	100%	-2,65	-5,01	-2,36	21	95%
España	100%	-4,31	-2,52	1,74	26	70%
Estados Unidos	100%	-5,36	-3,66	1,71	16	100%
Camboya	100%	-3,20	-5,47	-1,40	20	95%
Egipto	100%	-6,91	-0,97	5,94	12	63%
Letonia	100%	-1,92	-6,11	-2,62	17	85%
México	100%	-2,84	-2,45	0,39	27	100%
Sudáfrica	100%	-2,42	-3,03	-0,57	15	88%
Costa Rica	100%	-3,55	-4,48	-0,90	27	100%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

El segundo grupo lo conforman economías que han registrado algunos años superávits fiscales conjuntamente con superávits por cuenta corriente, siendo todavía mayoría los que se registran simultáneamente con déficit por cuenta corriente. En este caso el número de años en superávit por cuenta corriente es mayor que en el grupo anterior: la proporción de años en déficit por cuenta corriente sobre el total de años se sitúa entre el 40% y el 80% dependiendo del país en cuestión (salvo Serbia, que tiene un peso del 94%). Estaríamos hablando, por tanto, de economías que han tenido un saldo externo

más favorable durante el periodo disponible. A falta de un análisis más detallado (que se realizará en el capítulo 5), esto podría deberse a cambios en el estado externo de las economías a lo largo del periodo muestral. Durante algunos años el saldo por cuenta corriente habría sido positivo y durante otros negativo, lo que podría deberse a cambios profundos en la estructura productiva y exportadora o a shocks económicos importantes.

En consecuencia, las economías de este segundo grupo presentan unos niveles promedio de déficits por cuenta corriente más reducidos, incluso superavitarios en algunos casos (Eslovenia, 0,23%, y Finlandia, 0,83%), aunque hay excepciones (Serbia, -7,83%; Estonia, -5,63%; Bulgaria, -4,98%; e Islandia, -4,40%). También en coherencia con lo anterior, los niveles promedio de saldo público son más elevados que en el grupo anterior, y los del saldo privado no muestran, por regla general, tanto deterioro.

**Tabla 11. Lista del grupo 2 del cuadrante IVd atendiendo a diferentes características**

<b>Economía</b>	<b>Peso cuadrante IVd en años de superávit fiscal</b>	<b>Promedio saldo público</b>	<b>Promedio saldo cuenta corriente</b>	<b>Promedio saldo privado</b>	<b>Años en déficit por cuenta corriente</b>	<b>Proporción años en déficit por cuenta corriente</b>
Islandia	90%	-1,36	-4,40	-3,04	23	62%
Chile	81%	1,05	-1,19	-2,24	20	74%
Bulgaria	78%	-0,06	-4,98	-4,68	14	74%
Perú	71%	-0,27	-1,79	-1,52	14	78%
Estonia	69%	0,32	-5,63	-3,75	15	68%
Eslovenia	67%	-2,39	0,23	1,72	12	52%
Serbia	67%	-2,48	-7,83	-2,39	16	94%
Finlandia	52%	0,79	0,83	0,05	15	41%
Ecuador	50%	-1,68	-0,24	1,37	14	64%
Indonesia	50%	-0,96	0,37	1,33	10	42%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

El tercer grupo incluye a las economías cuyo superávit fiscal ha sido alcanzado más frecuentemente con superávit por cuenta corriente que con déficit, lo que no impide que durante algunos años (no más de 5) se hayan situado en el cuadrante IVd. Esto es así fundamentalmente porque estas economías suelen presentar más años de superávit por cuenta corriente que déficit (con las excepciones de Canadá, Kazajistán y Filipinas), y en algunos casos de forma muy destacada, como Hong Kong, Corea y Noruega. Ello nos sugiere que este grupo de economías no requieren de ningún proceso de elevado endeudamiento privado para alcanzar el superávit público, pero que podría ser que al experimentar en algún momento uno de esos procesos sus saldos hubiesen acabado dibujando el cuadrante IVd; esto es, que el boom podría haber revertido el saldo por cuenta corriente a través de cualquier mecanismo (impulso de las importaciones, caída de precios de hidrocarburos, etc).

**Tabla 12. Lista del grupo 3 del cuadrante IVd atendiendo a diferentes características**

<b>Economía</b>	<b>Peso cuadrante IVd en años de superávit fiscal</b>	<b>Promedio saldo público</b>	<b>Promedio saldo cuenta corriente</b>	<b>Promedio saldo privado</b>	<b>Años en déficit por cuenta corriente</b>	<b>Proporción años en déficit por cuenta corriente</b>
Filipinas	43%	-1,08	-0,01	1,07	14	50%
Kazajistán	42%	2,35	-0,99	-1,79	8	53%
Irlanda	40%	-3,22	-0,17	3,06	9	41%
Tailandia	36%	-0,81	3,21	4,02	6	26%
Canadá	27%	-3,12	-1,44	1,63	21	57%
Dinamarca	25%	-1,15	1,93	3,08	6	16%
Suecia	24%	-1,13	2,64	3,77	7	19%
Noruega	15%	7,40	6,72	-0,68	5	14%
Hong Kong	14%	1,45	4,99	3,53	4	11%
Corea	13%	1,61	2,76	1,15	3	13%

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

### 3. EXPLORACIÓN DE BOOMS DE CRÉDITO

A continuación investigaremos si los años en los que los países atraviesan el cuadrante IVd coinciden con un periodo importante de expansión crediticia, ya sea considerado un boom o no. En la Tabla 13 se puede ver la lista de las economías que han estado en el cuadrante IVd y los años durante los cuales lo han hecho.

**Tabla 13. Periodos en los que las economías han estado en el cuadrante IV**

	<b>Economía</b>	<b>Periodo en IVd</b>
1	Nueva Zelanda	1994-1997; 2000-2008; 2015-2017
3	Macedonia	1999-2000; 2004-2005; 2007
4	Malasia	1993-1997
5	Marruecos	1996-1999; 2008
6	Panamá	1996; 2006-2008
7	Bosnia y Herzegovina	2005-2007
8	San Cristóbal y Nieves	2014-2016
9	Australia	1988-1989; 1999-2000; 2002-2007
10	Kosovo	2001-2003; 2006-2007
11	Honduras	1996-2000
12	Reino Unido	1988-1989; 1999-2001
13	Bangladés	1991-1994
14	Moldavia	2003-2005; 2007
15	Nicaragua	2006-2007; 2010-2011
16	Chipre	2007-2008
17	España	2005-2007
18	Estados Unidos	1998-2000
19	Camboya	2007-2008

20	Egipto	1999-2000
21	Letonia	2007;2012
22	México	1992-1993
24	Sudáfrica	2006-2007
25	Costa Rica	2007
26	Islandia	1980-1982; 1984; 1999-2000; 2005-2007
27	Chile	1990-1998; 2008; 2011-2012
28	Bulgaria	2003-2008
29	Perú	1996-1997; 2008; 2010-2013
30	Estonia	1997-1998; 2001-2007
31	Eslovenia	1995; 2007
32	Serbia	2004-2005
34	Finlandia	1980-1991
35	Ecuador	2001-2004
36	Indonesia	1994-1996
37	Filipinas	1993; 1996-1997
38	Kazajistán	2002-2003;2005-2007
39	Irlanda	2004-2007
40	Tailandia	1995-1996; 2005; 2013
41	Canadá	1997-1998; 2014
42	Dinamarca	1986-1988
43	Suecia	1988-1991
44	Noruega	1986-1989; 1998
45	Hong Kong	1981; 1994; 1996-1997
46	Corea	1995-1997

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional

Para comprobar si estos años coinciden con una burbuja de deuda privada hemos acudido a 10 estudios empíricos que recogen una amplia cantidad de booms crediticios registrados a lo largo del planeta y durante un extenso intervalo de tiempo. En la Tabla 14 se pueden ver todos ellos: las muestras van desde 28 hasta 170 economías, normalmente distinguiendo entre economías avanzadas, emergentes y en desarrollo, y comprendiendo el intervalo temporal de estudio desde 1960 o 70 hasta ya bien entrado el siglo XXI.

**Tabla 14. Estudios empíricos sobre booms crediticios**

	Estudio	Muestra de economías	Periodo
1	Elekdag y Wu (2013)	43 emergentes	1960–2010
2	Elekdag y Wu (2011)	21 avanzadas y 43 emergentes	1960-2007
3	Mendoza y Terrones (2012)	21 avanzadas y 40 emergentes	1960-2010
4	Gourinchas et al (2010)	91 avanzadas, emergentes y en desarrollo	1960-1996
5	Meng y González (2017)	29 avanzadas, 24 emergentes y 107 en desarrollo	1960–2013
6	Saldarriaga (2018)	115 economías avanzadas, emergentes y en desarrollo	1960-2014
7	Arena et al (2015)	135 economías en desarrollo	1960–2011
8	Dell’Ariccia et al (2016)	170 economías avanzadas, emergentes y en desarrollo	1970-2010

9	Hume Sentance (2009)	33 economías avanzadas y emergentes	1970-2006
10	IMF (2004)	28 economías emergentes	1970-2002

Fuente: Elaboración propia

En efecto, la mayoría de países aparecen varias veces en estos estudios, mientras que otros, la minoría, aparecen menos o directamente no aparecen. En la Tabla 15 se puede ver que los episodios más repetidos y estudiados son los experimentados en los países del sudeste asiático (especialmente Indonesia, Corea, Malasia, Tailandia, Filipinas y Hong Kong) durante los años 90 del siglo XX, así como el de México en la misma época. Le siguen las burbujas de crédito experimentadas en el norte de Europa a finales de los años 80 (Reino Unido, Dinamarca, Suecia, Finlandia y Noruega), las burbujas de los países europeos periféricos en la primera década del siglo XXI (España, Irlanda, Islandia), los booms de los nuevos miembros de la Unión Europea antes de la Gran Crisis Financiera del año 2008 (Estonia, Letonia, Eslovenia, Bulgaria, Moldavia y Macedonia), y las burbujas de Sudáfrica, Australia y Camboya, también antes del año 2008. Las referencias son mínimas en el caso de Chipre, Serbia, Macedonia, Nueva Zelanda, Estados Unidos, Egipto, Kazajistán, Costa Rica, Chile y Bangladés. No hay ninguna referencia para Kosovo, Marruecos, Nicaragua, Panamá, Ecuador y Perú.

**Tabla 15. Países del cuadrante IVd incluidos en los estudios empíricos sobre booms crediticios**

Estudio	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
Periodo	1960 – 2010	1960- 2007	1960- 2010	1960- 1996	1960- 2013	1960- 2014	1960- 2011	1970- 2010	1970- 2006	1970- 2002	
Reino Unido		X	X	X	X			X	X		6
Dinamarca		X	X	X	X			X	X		6
Noruega		X	X		X	X		X	X		6
Suecia		X	X		X	X		X	X		6
Finlandia		X	X	X	X	X		X	X		7
Estonia		X	X		X			X			4
Bulgaria			X					X			2
Letonia			X					X			2
Lituania			X					X			2
Serbia								X			1
Eslovenia		X	X					X			3
Moldavia					X			X			2
Macedonia					X			X			2
Bosnia								X			1
Kosovo											0
Irlanda		X	X		X	X		X	X		6
España		X	X		X	X		X	X		6
Islandia					X	X		X			3
Chipre								X			1
Australia		X			X				X		3
N. Zelanda									X		1
EEUU		X									1
Egipto								X			1

Marruecos											0
Canadá											
Sudáfrica		X	X		X		X		X		5
Kazajistán					X						1
Costa Rica					X						1
México	X	X	X	X	X	X	X	X		X	9
Honduras					X		X	X			3
Nicaragua											0
Panamá											0
Ecuador											0
Chile									X		1
Perú											
Indonesia	X	X	X	X	X	X	X	X		X	9
Corea	X	X	X		X			X	X	X	7
Malasia	X	X	X		X	X	X	X	X	X	9
Tailandia	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	10
Filipinas		X	X	X	X	X	X	X		X	8
Hong Kong		X	X		X		X				4
Camboya					X		X				2
Bangladés								X			1

Fuente: Elaboración propia

Para obtener una panorámica más amplia, podemos agregar estudios empíricos de menor alcance, esto es, que aborden cualquier proceso de expansión de crédito y no sólo los catalogados como booms crediticios, y además con un rango menor de países y de años. En la Tabla 16 se pueden observar estos estudios.

**Tabla 16. Estudios empíricos sobre expansiones del crédito**

	Estudio	Muestra	Periodo
1	Guo Stepanyan (2011)	38 emergentes	2001-2010
2	Aisen y Franken (2010)	80 avanzadas, emergentes y en desarrollo	2002-2009
3	Stepanyan y Guo (2011)	38 emergentes	2002-2008
4	Hoffmann (2016)	10 nuevas integrantes de la Unión Europea	2000-2014
5	Everaert <i>et al.</i> (2015)	20 del centro y este de Europa	2001-2011
6	Matos (2017)	14 latinoamericanas	2002-2011
7	Cotarelli <i>et al.</i> (2003)	15 del centro y este Europa	1998-2002
8	Hansen y Sulla (2013)	18 latinoamericanas	2000-2011
9	Sopanha (2006)	27 emergentes	2002-2005
10	Couder y Pouvelle (2008)	7 centro y sureuropeas	1997-2007
11	Collins y Senhadji (2002)	8 del sudeste asiático	1985-2001

Fuente: Elaboración propia

En este caso hay bastantes más menciones a los países del centro y este de Europa (Estonia, Letonia, Bulgaria, Serbia y Eslovenia) y a algunos latinoamericanos (Costa Rica, Honduras, Ecuador, Nicaragua y Panamá). Que estos últimos apenas apareciesen en el barrido anterior nos sugiere que experimentaron una expansión de crédito no tan

notable para ser considerada boom, aunque sí lo suficiente como para poder contribuir a la aparición de superávit. En cualquier caso, las siguientes economías siguen sin ser referenciadas ni una vez: Kosovo, Marruecos, Canadá y Perú.

**Tabla 17. Países del cuadrante IVd incluidos en los estudios empíricos sobre expansiones del crédito**

Estudio	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
Periodo	2002q1- 2008q3	2002m1- 2009m5	2000- 2011	2000- 2014	2000- 2014	2002- 2011	1994- 2002	2000- 2011	2002- 2005	1997- 2007	1994- 1998	
Reino Unido												0
Dinamarca												0
Noruega												0
Suecia												0
Finlandia												0
Estonia		X	X	X			X		X	X		6
Bulgaria	X	X	X	X			X			X		6
Letonia	X	X	X	X	X		X		X	X		8
Lituania	X	X	X	X	X		X		X	X		8
Serbia	X	X					X			X		4
Eslovenia				X			X			X		3
Moldavia		X										1
Macedonia										X		1
Bosnia							X					1
Kosovo												0
Irlanda		X										1
España		X										1
Islandia												0
Chipre												0
Australia												0
N. Zelanda												0
EEUU												0
Egipto												0
Marruecos												0
Canadá												0
Sudáfrica	X	X	X									3
Kazajistán		X										1
Costa Rica	X	X				X		X				4
Mexico												0
Honduras		X				X		X				3
Nicaragua		X						X				2
Panamá		X				X						2
Ecuador		X				X			X			3
Chile												0
Perú												0
Indonesia											X	1
Corea											X	1



Malasia											X	1
Tailandia											X	1
Filipinas											X	1
Hong Kong											X	1
Camboya												0
Bangladés												0

Fuente: Elaboración propia

Esta revisión de estudios empíricos con lista de episodios de expansión crediticia nos permite sólo una primera aproximación, muy tentativa, a nuestro objeto de estudio (el análisis más detallado corresponde al capítulo 5). Aún así, nos aporta una primera aproximación que confirma la idea de que la mayor parte de los casos en cuadrante IVd parecen coincidir con episodios de notables expansiones de crédito, lo que va en línea con nuestra hipótesis principal de trabajo.

En resumen, en este capítulo se han detectado -a partir de una muestra representativa de las economías del planeta y del mayor número de años posible- todos los casos en los que alguna economía ha registrado simultáneamente superávit fiscal y déficit por cuenta corriente. Se ha constatado que los casos en los que se produce esta particular combinación sectorial son minoritarios, que vienen acompañados por un déficit privado destacable, que se concentran en periodos de crecimiento económico y que son temporalmente consecutivos, todo lo cual es compatible con que en dicho momento se estén experimentado notables expansiones crediticias. Por último, atendiendo a una variada muestra de estudios empíricos sobre booms crediticios y otro tipo de expansiones crediticias notables, se ha comprobado cómo la mayoría de países identificados en el cuadrante IVd están recogidos en dichos estudios.

---

## CAPÍTULO 5. ANÁLISIS DESCRIPTIVO Y ECONOMETRICO DE PAÍSES

---

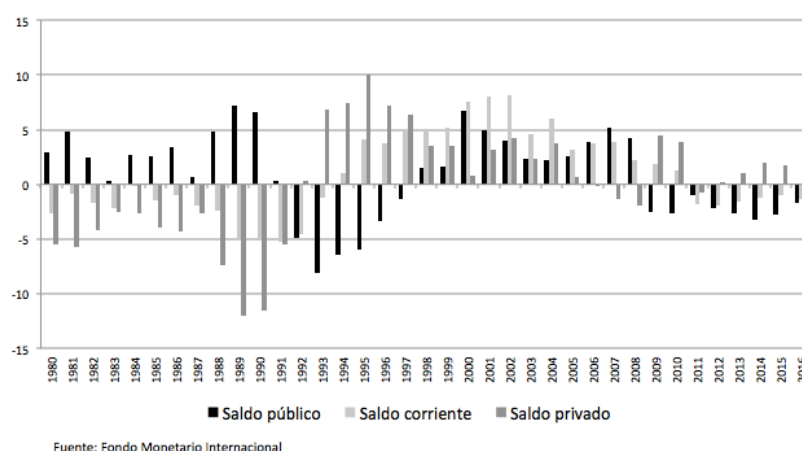
En este capítulo desarrollaremos un análisis particular de cada uno de los países identificados en el capítulo 4 como posibles casos en los que podría cumplirse nuestra hipótesis de trabajo: la coincidencia de superávit fiscal y déficit por cuenta corriente podría estar revelando la existencia de un proceso de expansión crediticia notable. Por tanto, el objeto concreto de los estudios de caso que se presentan a continuación es establecer qué países puede considerarse que experimentaron expansiones crediticias y si éstas, en caso de existir, contribuyeron a alcanzar superávit fiscal. El orden de exposición que seguiremos será cronológico atendiendo a lo ya descubierto en el último epígrafe del anterior capítulo. Además, con el propósito de dar mayor coherencia a la agrupación de países y así facilitar la lectura, se ha atendido también a su ubicación geográfica. De esta forma podemos hablar de nueve grupos distintos: 1) países del norte de Europa en los años 80 y 90 del siglo XX; 2) países del sudeste asiático durante la década de los 90; 3) países latinoamericanos a mitad de los 90; 4) países anglosajones en los últimos años del siglo XX; 5) países de la Europa periférica a principios del siglo XXI; 6) países de Europa del este antes de la crisis de 2008; 7) países de Oceanía antes de la crisis de 2008; 8) países de África y Asia antes de la crisis de 2008; y 9) países latinoamericanos a principios del siglo XXI.

### 1. FINLANDIA

#### 1.1 *Análisis descriptivo*

Teniendo en cuenta el periodo de tiempo disponible (Gráfico 6), Finlandia se ubicó en el cuadrante IVd los años comprendidos entre 1980 y 1990. Durante este período el saldo público tuvo tendencia volátil pero ligeramente ascendente (especialmente durante los tres últimos años) un déficit por cuenta corriente relativamente estable, y un saldo privado deficitario que se intensificó sobre todo en los tres últimos años. En 1991 los tres saldos disminuyeron sustancialmente su nivel y en 1992 tanto el público como el privado se habían revertido.

**Gráfico 6. Saldos sectoriales de Finlandia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016**



El último año de este periodo, 1991, coincide con el estallido de una dramática crisis económica. Esta crisis fue incluso más intensa que la de los años 30 y, debido a ello, ha

recibido mucha atención en la literatura. Hay un amplio consenso en señalar que las raíces de esta crisis se encuentran en un boom económico, crediticio, inmobiliario y bursátil que se originó debido a las medidas de liberalización financiera adoptadas durante los años 80 del siglo pasado (Böckerman y Kiander, 2002; Heikkinen y Kuusterä, 2001; Koskela y Uusitalo, 2004).

Antes de dicho periodo el sistema financiero sueco estaba muy poco desarrollado (particularmente en comparación con otras economías avanzadas<sup>38</sup>), jugaba un papel muy limitado en la financiación de nuevas inversiones y estaba estrictamente regulado por las autoridades públicas. Los tipos de interés, el volumen del crédito –así como su destino–, la financiación bancaria, las reservas bancarias y los movimientos de capital estaban estrechamente sujetos a las decisiones y regulación públicas (Englund y Vihriälä, 2003; Jonung *et al.*, 2008; Kiander y Vartia, 1994).

Sin embargo, a raíz de su mayor integración en la dinámica europea e internacional (incorporación a la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos en 1961 y firma del Tratado de Roma en 1974) Finlandia comenzó a recibir mucha presión para reducir sus niveles de regulación económica (Heikkinen y Kuusterä, 2001). En 1980 se permitió a los bancos cubrir parte de sus posiciones comerciales con transacciones en mercados de divisas; en 1983 se comenzó a relajar la regulación sobre los créditos domésticos (hasta que en 1986 todas las restricciones sobre los tipos de crédito quedaron suprimidas); en 1987 se liberaron por completo los movimientos de capital a largo plazo; en 1988 se dejó de racionar y dirigir el crédito bancario y se permitió la libre entrada de inversión extranjera empresarial no financiera; y, finalmente en 1990, se terminaron de suprimir las últimas restricciones a la libertad de capitales a corto plazo (Englund y Vihriälä, 2003; Kiander y Vartia, 1994; Koskela y Uusitalo, 2004). Por otro lado, se estableció un régimen cambiario fijo (Honkapohja *et al.*, 1996; Jonung *et al.*, 2008).

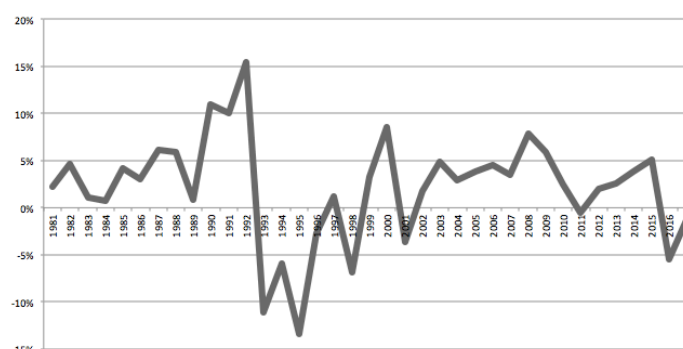
A pesar de las reformas, la estructura bancaria y el número de los bancos en Finlandia (que era bastante elevado: 632), se mantuvo bastante estable durante todos los años siguientes (Englund y Vihriälä, 2003; Jonung *et al.*, 2008). Lo que sí se vió afectado por las reformas fue el volumen de créditos concedidos, pues a mitad de los años 80 comenzó a crecer a un ritmo acelerado hasta dar lugar a un boom crediticio; la facilidad para obtener financiación en el extranjero gracias a las reformas adoptadas y a la existencia de tipos de interés reales muy bajos (incluso negativos<sup>39</sup>) permitieron a los bancos finlandeses cubrir la creciente demanda de crédito tanto por parte de empresas como de familias (Freystätter, 2011; Honkapohja *et al.*, 1996). La tasa de crecimiento anual del crédito fue superior al 10% durante todos estos años, llegando incluso a superar el 20% entre 1988 y 1989 (Englund y Vihriälä, 2003; Jonung *et al.*, 2008). Tal y como se puede ver en el Gráfico 7, el crédito creció muy por encima del PIB durante estos años.

---

<sup>38</sup> Por ejemplo, los activos financieros en relación al PIB eran en un 60% inferiores a los de Alemania (Englund y Vihriälä, 2003).

<sup>39</sup> En parte por la inflación pero también por importantes deducciones fiscales sobre los intereses (Englund and Vihriälä, 2003).

**Gráfico 7. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Finlandia. Datos en porcentaje. 1981-2017**



Fuente: Banco Internacional de Pagos

En el pico del boom la deuda de los hogares como porcentaje de los ingresos disponibles había aumentado en 20 puntos porcentuales hasta alcanzar el 80%. En el caso de las empresas la deuda en porcentaje del PIB creció más de un 60% hasta superar el 80% (Englund y Vihriälä, 2003; Kiander y Vartia, 1994). El boom crediticio fue paralelo a un importante boom económico: la tasa de crecimiento anual del PIB fue superior al 4% entre 1985 y 1990 (Conesa *et al.*, 2007; Jonung *et al.*, 2008) y a un fuerte crecimiento de los precios de los activos bursátiles e inmobiliarios (Gorodnichenko *et al.*, 2012; Heikkinen y Kuusterä, 2001; Honkapohja *et al.*, 1996; Koskela y Uusitalo, 2004), lo que otorga mayor importancia aún a la escalada de crédito sobre el PIB.

Concretamente, el índice bursátil pasó desde un nivel normalizado de 100 en 1985 a uno de 412 en 1989, mientras que el índice de precios de viviendas pasó desde 100 en 1985 a 190 en 1989 (Englund y Vihriälä, 2003; Jonung *et al.*, 2008; Kiander y Vartia, 1994). La escalada de precios respondió en buena medida a una dinámica especulativa experimentada en ambos sectores; el sector inmobiliario registró una trepidante expansión en la construcción<sup>40</sup> y las empresas constructoras se endeudaron notablemente para acelerar su actividad: la deuda del sector de la construcción con respecto a sus activos aumentó desde el 31% al 43% entre 1986 y 1991 (Englund y Vihriälä, 2003; Honkapohja *et al.*, 1996; Kiander y Vartia, 1994).

La expansión económica impulsó los ingresos públicos, que crecieron mucho más que los gastos: acorde a datos de Eurostat, el volumen de ingresos con respecto al PIB pasó desde el 45,9% en 1983 al 51,1% en 1989, mientras que los gastos se mantuvieron relativamente estables durante esos años. También contribuyó a esta mayor recaudación la reforma fiscal que se llevó a cabo a final de la década de los 80 y que ampliaron la base impositiva (Conesa *et al.*, 2007; Kiander y Vartia, 1994; Kuusi, 2015). Los intentos por reducir costes fiscales tales como las deducciones por gastos de interés en la tributación de los hogares se encontraron con fuerte resistencia (Honkapohja *et al.*, 1996; Koskela y Uusitalo, 2004). Es importante destacar que, a diferencia de lo que ocurría con los incrementos de gasto, la Constitución finlandesa establecía que los recortes impositivos tenían que ser aprobados por al menos dos tercios de la cámara de representantes (Corsetti y Roubini, 1996).

<sup>40</sup> La burbuja inmobiliaria se hizo notar más en la capital Helsinki (Koskela and Uusitalo, 2004).

Esta evolución se quebró en 1991. El colapso de la Unión Soviética —que era su principal socio comercial—, el aumento de los costes energéticos, la devaluación de la moneda como respuesta al ataque especulativo que sufrió en noviembre de 1991, el aumento del tipo de interés oficial de Alemania como respuesta a su unificación, así como el shock financiero que sufrieron algunas economías del oeste de Europa detonaron la peor crisis económica en 60 años (Conesa *et al.*, 2007; Heikkinen y Kuusterä, 2001; Honkapohja *et al.*, 1996; Kuusi, 2015). El crédito bancario comenzó a caer el primer trimestre de 1991, y el PIB cayó un 6,5% en dicho año —entre 1990 y 1993 el PIB cayó un 13% (Freystätter, 2011; Gorodnichenko *et al.*, 2012; Honkapohja *et al.*, 1996; Kiander y Vartia, 1994). El aumento en los tipos de interés y la caída abrupta de los precios de los activos causaron muchos problemas a las familias y empresas endeudadas, y también a los bancos finlandeses que tuvieron que ser rescatados por las autoridades públicas en 1992, dando inicio a una crisis bancaria que duraría dos años más (Honkapohja *et al.*, 1996; Kiander y Vartia, 1994; Koskela y Uusitalo, 2004).

## 1.2 Análisis econométrico

El departamento de hacienda del gobierno finlandés reconoce no disponer de datos trimestrales sobre saldo público anteriores a 1999, por lo que se han trimestralizado los datos que ofrece la base de datos de Perspectiva Económica Mundial del Fondo Monetario Internacional en frecuencia anual en porcentaje del PIB, cuya serie temporal comienza en 1980, obteniendo la serie  $s_t$ . Los datos de deuda privada sobre el PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) han sido obtenidos directamente del Banco Internacional de Pagos. El periodo de análisis comienza el primer trimestre de 1980, por ser el primer momento para el que hay datos disponibles, y finaliza el último de 1991, coincidiendo con el estallido de la crisis y la reversión del saldo público.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que tanto  $s_t$  como  $d_t$  son variables integradas de orden 1. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM).

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 4 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 18. Prueba de Cointegración de Johansen 1980q1-1991q4. Intervalos de retrasos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	34,25989	15,49471	0,0000
Como mucho 1	1,168529	3,841465	0,2797
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	33,09136	14,2640	0,0000
Como mucho 1	1,168529	3,841465	0,2797

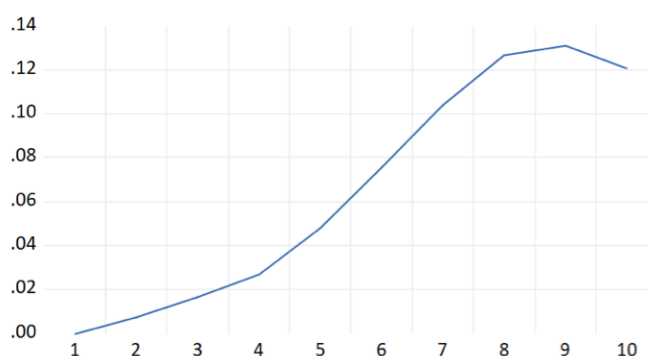
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 19. Estimación del VECM 1980q1-1991q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,001605 [-0,25655]	-0,668144
$\alpha$	-0,152641 [-6,06132]	1,222117 [1,674237]	

El coeficiente  $\beta$  no es significativo, pero sí lo es el de la ecuación de cointegración en la variable  $s_t$ , presentando signo negativo, mientras que no lo es en la variable  $d_t$ . A pesar de que la evidencia no es muy concluyente, el modelo tiende a señalar que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 8. Impulso- respuesta de la variable  $d_t$  a  $s_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 94,22% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados corroboran que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas finlandesas durante el periodo 1980q1-1991q4.

En resumen, se comprueba que el boom crediticio experimentado, que terminó generando una profunda crisis bancaria y financiera, jugó un papel crucial en la

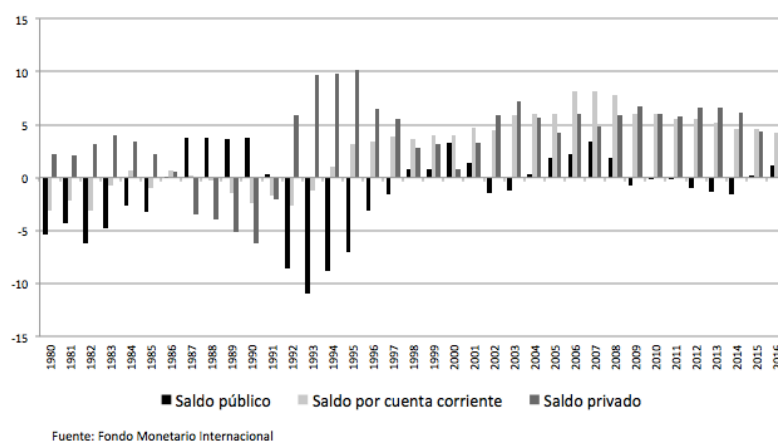
consecución del superávit fiscal de Finlandia en los años 80. Años más tarde, entre 1998 y 2007, volvió a registrar superávit fiscal, pero en esta ocasión de forma paralela a un destacado superávit por cuenta corriente y sin la existencia de boom de crédito. Dicho superávit por cuenta corriente comenzó en 1994 gracias a la reestructuración productiva que realizó la economía finlandesa tras la crisis, consistente en deprimir la demanda interna y potenciar el sector exportador (Kiander, 2004; Piekkola, 2018).

## 2. SUECIA

### 2.1 *Análisis descriptivo*

Si atendemos a los saldos sectoriales de Suecia durante el periodo 1980-2016 (Gráfico 9) observamos que sólo hay cuatro años correspondientes al cuadrante IVd: los comprendidos entre 1988 y 1991. Se aprecia una evolución negativa del saldo privado que va desde un holgado superávit del 4% sobre el PIB en 1983 hasta un intenso déficit superior al 6% en 1990. Al mismo tiempo, el saldo por cuenta corriente deteriora su posición en los años del cuadrante IVd.

**Gráfico 9. Saldos sectoriales de Suecia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016**



En la literatura se pueden encontrar abundantes referencias a la existencia de un boom de crédito iniciado a principios de los 80 que derivó en una intensa crisis financiera y bancaria a finales del año 1990, dejando detrás de sí una importante depresión macroeconómica (la segunda peor en tiempos de paz, acorde a Jonung *et al.* (2008)). A su vez, dicho boom crediticio surgió tras un proceso de liberalización del sector financiero.

Antes de la década de los años 80 el sistema financiero sueco estaba sujeto a numerosas y estrictas regulaciones estatales. La financiación se canalizaba fundamentalmente a través de intermediarios bancarios (bancos e instituciones hipotecarias), teniendo el mercado de acciones un papel muy reducido en la obtención de fondos (Stenfors, 2014). Esto se debía en parte a la doble imposición fiscal que sufrían los dividendos y a las bonificaciones otorgadas a las empresas que dedicaran sus beneficios a nutrir fondos especiales en vez de a pagar dividendos. El ratio de activos mantenidos por intermediarios financieros con respecto al total de activos era comparable al sistema financiero alemán y era muy superior al de Estados Unidos (Englund y Vihriälä, 2003, 2009).

Muchas eran las normas a las que debían supeditarse las actividades de las instituciones financieras: los bancos, las compañías aseguradoras y otras instituciones del sector no podían superar determinados niveles de crédito, normalmente medidos como tasas de crecimiento del stock de préstamos para propósitos no prioritarios (como préstamos hipotecarios para viviendas de segunda residencia), teniendo también restringidos los niveles de los tipos de interés a aplicar; la liquidez de estas instituciones financieras (en torno al 50% en 1980) debía utilizarse para adquirir bonos emitidos por el Estado o por instituciones hipotecarias; las operaciones de inversión en el extranjero estaban prohibidas o necesitaban de un permiso especial, etc (Fromlet, 2012; Jonung, 1993).

Sin embargo, a principios de los 80 este diseño normativo comenzó a recibir mucha presión. Los desarrollos tecnológicos y la internacionalización abrieron a muchas grandes empresas otros canales de financiación diferentes a los domésticos y permitieron eludir algunas de las regulaciones. La lógica de las regulaciones comenzó a ser cuestionada y, como respuesta, se fueron aprobando poco a poco medidas orientadas a liberalizar cada vez más el sector (Jonung, 1993). De hecho, acorde a Stenfors (2014), debido a este proceso Suecia pasó a tener uno de los sistemas financieros más regulados a uno de los menos regulados del mundo desarrollado.

Entre las medidas liberalizadoras más importantes destacan la retirada en 1980 de la prohibición de emitir bonos e instrumentos similares que recaía sobre los bancos; la eliminación en noviembre de 1985 de los límites máximos en la concesión de crédito bancario; y la supresión en 1986 de muchas medidas tendentes a limitar las actividades en el extranjero y con moneda extranjera (Ahnland, 2015; Fromlet, 2012; Jonung, 1993). No obstante, no fue hasta julio de 1989 cuando la abolición sobre los controles de moneda hizo que el mercado financiero sueco estuviese plenamente integrado en los mercados internacionales (Englund y Vihriälä, 2003). La eliminación y relajación de estas restricciones permitieron que las instituciones financieras suecas tuviesen mucha más libertad para orientar sus actividades hacia los ámbitos más rentables (y arriesgados) y no hacia los que hubiesen decidido las autoridades públicas, además de dotarles de una fuente mucho mayor de financiación al tener abiertos los canales internacionales y al poder obtener financiación de familias y empresas no financieras. Evidentemente, este proceso también multiplicó las posibilidades de obtener financiación por parte de empresas y familias.

La liberalización financiera coincidió con un clima macroeconómico muy positivo: los decrecientes precios del petróleo mejoraban la posición comercial del país, las devaluaciones realizadas a principios de los años 80 habían mejorado la competitividad externa, y la economía mundial estaba creciendo robustamente al calor de la política de estabilización estadounidense (Honkapohja, 2012; Jonung *et al.*, 2008). Además, el gobierno sueco mantuvo una política expansiva durante varios años, y se mantuvo una política de tipo de cambio fijo que suprimía el riesgo cambiario en las operaciones financieras internacionales (Heikensten, 1998). Se trataba de un contexto ideal para que se originase un boom crediticio.

En realidad los hogares suecos ya tenían a principios de los 80 un nivel de endeudamiento por encima de los estándares internacionales, en torno al 100% sobre los ingresos disponibles. Esto se debía sobre todo a los esquemas de préstamo subsidiado que el gobierno facilitaba tanto a los hogares para comprar vivienda como

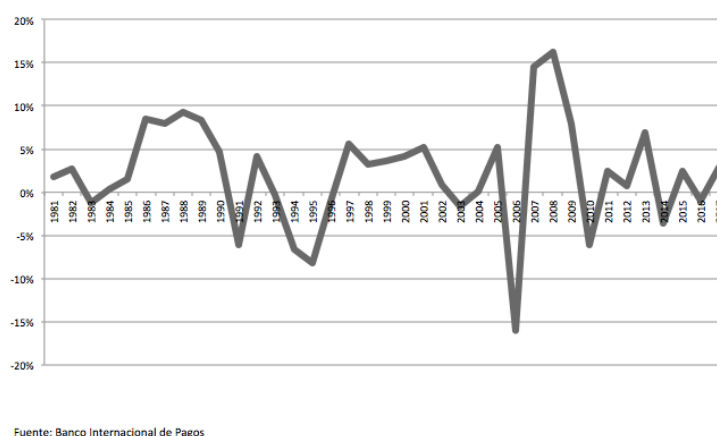


a los estudiantes para su carrera académica. A pesar de ello, el paso de los años demostró que las familias tenían todavía más necesidades de préstamo (Englund y Vihriälä, 2003).

Hubo un factor importante que estimuló la concesión de créditos: la tasa de inflación. Su elevado nivel provocó que los tipos de interés reales fueran mucho más bajos que sus valores nominales. A esto se le sumaba que existían bonificaciones fiscales del 50% (y más) sobre los tipos de interés pagados (Fromlet, 2012; Stenfors, 2014). En consecuencia, durante toda la década de los 80 los tipos de interés reales tuvieron valores negativos, lo que contribuyó notablemente al boom crediticio (Jonung *et al.*, 2008; Miyagawa y Morita, 2009; Stenfors, 2014).

El crédito privado aumentó desde el 85% del PIB hasta el 135% en sólo cinco años (Ahnland, 2015; Heikensten, 1998; Miyagawa y Morita, 2009). Aunque el crecimiento del crédito se hizo notar antes, fue en 1986 cuando se aceleró notablemente, cobrando especial protagonismo en las compañías financieras y otros intermediarios no bancarios, aunque el crédito concedido por los bancos aumentó sobre un 17% en 1986. En 1988 el crédito ya aumentaba en un 30% en términos nominales y en un 25% en reales; y en 1989 y 1990 el crecimiento fue de entre el 15% y el 50% en términos reales (Englund y Vihriälä, 2003). En el Gráfico 10 se puede observar cómo el crédito creció muy por encima del PIB y a ritmos superiores a la media histórica entre 1986 y 1990, apunte que cobra más fuerza cuando se tiene en cuenta que durante estos años el PIB creció durante esos años a una tasa promedio interanual del 3% (Englund y Vihriälä, 2003; Jonung *et al.*, 2008).

**Gráfico 10. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Suecia. Datos en porcentaje. 1981-2017**



Todo este incremento del crédito se dirigió fundamentalmente hacia el sector inmobiliario. A este fenómeno contribuyó el hecho de que la regulación financiera consideraba relativamente seguro el préstamo orientado al sector inmobiliario, y los requisitos de capital no eran elevados para este tipo de créditos (Englund y Vihriälä, 2003). La política fiscal también ayudó: los intereses de los préstamos hipotecarios eran plenamente deducibles del impuesto de la renta (Miyagawa y Morita, 2009). Otro factor crucial fue precisamente el típico círculo virtuoso entre crédito y precios de los activos, el denominado “efecto riqueza”. La mayor demanda de inmuebles incrementó su precio, lo que a su vez mejoró los balances de los hogares que tenían viviendas en

propiedad, situándolos a su vez en mejor situación de cara a obtener más crédito pues los activos en propiedad contaban como aval. Y ese nuevo crédito volvía a utilizarse para adquirir inmuebles, empujando aún más al alza sus precios y repitiendo el ciclo (Jonung *et al.*, 2008; Stenfors, 2014). Este proceso explica que, a pesar del notable incremento del endeudamiento de los hogares, los ratios de deuda sobre el total de activos no aumentaran mucho (Clapham *et al.*, 2002). Esto contribuyó a que las señales que podrían indicar el desarrollo de desequilibrios financieros no fuesen fácilmente detectadas. Hay bastante consenso en la literatura especializada a la hora de señalar que se produjo una burbuja inmobiliaria, pues la evolución ascendente de los precios no podía ser explicada por los factores fundamentales<sup>41</sup>.

Pero la demanda no sólo se dirigió hacia el sector inmobiliario; también lo hizo hacia la bolsa, elevando el precio de las acciones que cotizaban en ella. El volumen de 7.000 millones de coronas que se registraba en 1980 aumentó en un 2.500% en menos de 10 años (Reiter, 2003). Debido a dicho aumento el porcentaje de capitalización pasó desde un 30% en la primera mitad de la década de los 80 a duplicarse en 1989 (Englund y Vihriälä, 2003; Stenfors, 2014). El resultado de todo este proceso fue que la deuda de los hogares como fracción de los ingresos disponibles se incrementó en 30 puntos porcentuales hasta alcanzar el 130%, mientras que la deuda de las empresas aumentó en 70 puntos hasta el 90% (Englund y Vihriälä, 2003).

El final de esta escalada ascendente tuvo lugar en septiembre de 1990 y se debió a un endurecimiento de la política fiscal, a un recorte en las bonificaciones por tipo de interés desde un 50% a un 30% -haciendo que el tipo de interés real después de impuestos fuese por fin positivo- y a un cambio restrictivo en la política monetaria (Englund y Vihriälä, 2009). El crédito en términos reales empezó a descender a partir del segundo trimestre de 1991.

Durante todo el boom Suecia mantuvo una política fiscal expansiva (Englund y Vihriälä, 2003; Kiander y Vartia, 2011; Miyagawa y Morita, 2009). La excepción se produjo en 1990 cuando se aprobó un paquete de austeridad como consecuencia de un ataque especulativo a la moneda (Fromlet, 2012; Jonung *et al.*, 2008). El gasto público aumentó en torno a un 5% en términos reales entre 1988 y 1989 (Fromlet, 2012; Jonung *et al.*, 2008). A pesar de ello se alcanzó un superávit público a final de la década, consecuencia de la rápida mejora que experimentaron los ingresos públicos por los impuestos al valor añadido ocasionados a su vez por el fuerte crecimiento del consumo (Englund y Vihriälä, 2003). Como resultado, el ratio de deuda pública cayó significativamente.

## 2.2 Análisis econométrico

La variable de saldo público en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $s_t$ ) ha sido construida a partir de los datos de saldo público en términos absolutos y de PIB en precios corrientes que han sido facilitados directamente vía correo electrónico por el organismo oficial de estadísticas de Suecia (Statistics Sweden). La variable de deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) ha sido obtenida del Banco Internacional de Pagos. El periodo de análisis comienza el primer trimestre de 1980

---

<sup>41</sup> Así al menos se señala en estos estudios: Englund y Vihriälä (2003), Koskela and Uusitalo (2004), Kiander y Vartia (2011) y Stenfors (2014).

(primeros años para los que hay datos disponibles; cuando se implementan las primeras medidas liberalizadoras) y finaliza el último de 1991, cuando la crisis ya ha estallado y el superávit público comienza a revertirse.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  tiene una raíz unitaria mientras que  $d_t$  tiene dos. Estimamos el siguiente modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) teniendo en cuenta que utilizamos la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [D(d_t) \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos de 1 a 4 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 20. Prueba de Cointegración de Johansen 1980q1-1991q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	18,49299	15,49471	0,0171
Como mucho 1	2,652320	3,841465	0,1034
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	15,84067	14,2640	0,0279
Como mucho 1	2,652320	3,841465	0,1034

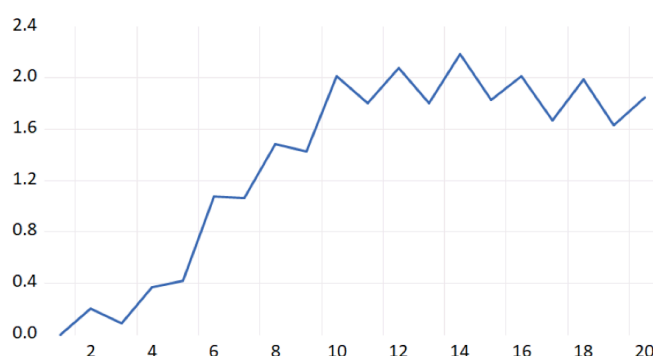
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 21. Estimación del VECM 1980q1-1991q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-3,009015 [-7,59782]	4,107329
$\alpha$	-0,311536 [-2,35971]	0,034909 [0,40305]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 11. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



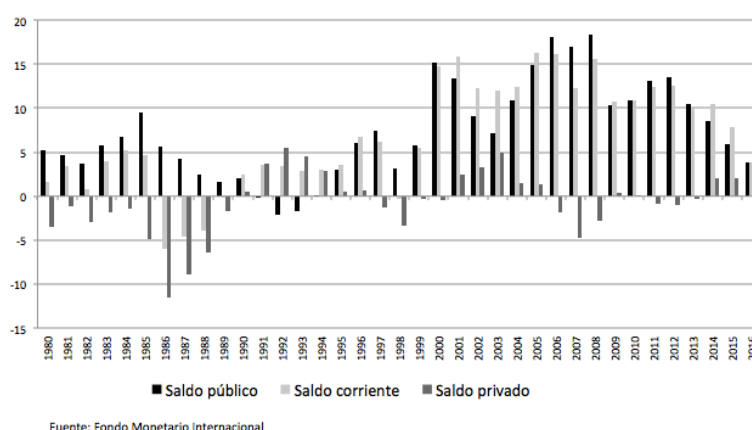
Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 75,12% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas suecas durante el periodo 1980q1-1991q4.

En resumen, el boom crediticio que experimentó Suecia fue clave para alcanzar superávit entre 1987 y 1990. Ahora bien, Suecia volvió a registrar superávit fiscal varios años más tarde de la crisis derivada del boom crediticio, pero siempre de forma conjunta a superávit por cuenta corriente, lo que sin duda se explica porque a mitad de los años 90 las autoridades suecas transformaron el modelo económico nutrido por consumo privado hacia uno mercantilista orientado por las exportaciones (Stenfors, 2014; Hein, 2012).

### 3. NORUEGA

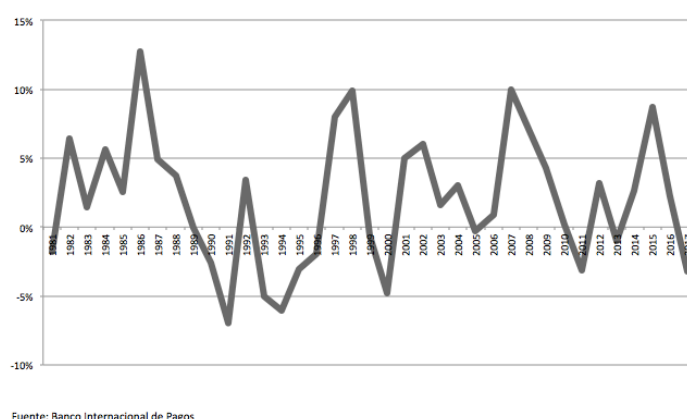
Observando la evolución de los saldos sectoriales de Noruega (Gráfico 12) comprobamos que los años comprendidos entre 1986 y 1989 se sitúan en el cuadrante IVd. Sin embargo, el caso noruego es muy distinto al que cabría esperar, porque lo que explica la existencia de años con esta combinación sectorial es la reversión del superávit por cuenta corriente a déficit, no el paso de déficit público a superávit privado. De hecho, durante la inmensa mayoría de años Noruega presenta superávit público, incluidos los años anteriores a los años del cuadrante IVd. Esta excelente posición se debe sin duda a las potentes exportaciones de productos petroleros (Mehlum *et al.*, 2012; Mjøset y Cappelen, 2011).

**Gráfico 12. Saldos sectoriales de Noruega. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016**



Por lo tanto, este caso es notablemente distinto a los anteriores. Aquí la pregunta clave en todo caso sería por qué Noruega pasa a tener déficit por cuenta corriente, no por qué pasa a registrar superávit público. No obstante, la causa original podría ser curiosamente la misma: un boom de crédito, que estimula el consumo y las importaciones, lo que sumado a una caída de los precios del petróleo y de las exportaciones, arrojan déficit por cuenta corriente durante dicha expansión crediticia. Al igual que ocurrió en sus países vecinos, Noruega liberalizó notablemente su sistema financiero a principios de los años 80 y posteriormente experimentó un boom de crédito y una escalada de precios en los activos inmobiliarios y bursátiles. La diferencia es que tanto la liberalización como el boom comenzaron un par de años antes, y que en vez de sufrir una profunda crisis financiera, experimentó solamente una recesión (aunque acompañada de una importante crisis bancaria<sup>42</sup>) (Gerdrup, 2007; Steigum, 2009; Stenfors, 2014). En el Gráfico 13 se puede ver cómo el crédito creció muy por encima del PIB durante estos años.

**Gráfico 13. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Noruega. Datos en porcentaje. 1981-2017**



En resumen, antes de registrar simultáneamente superávit fiscal y déficit por cuenta corriente Noruega experimentó un boom de crédito que desembocó en una crisis financiera. Sin embargo, el saldo externo se volvió deficitario precisamente en dicho

<sup>42</sup> Ver Lai (1994) y Moe *et al.* (2004).

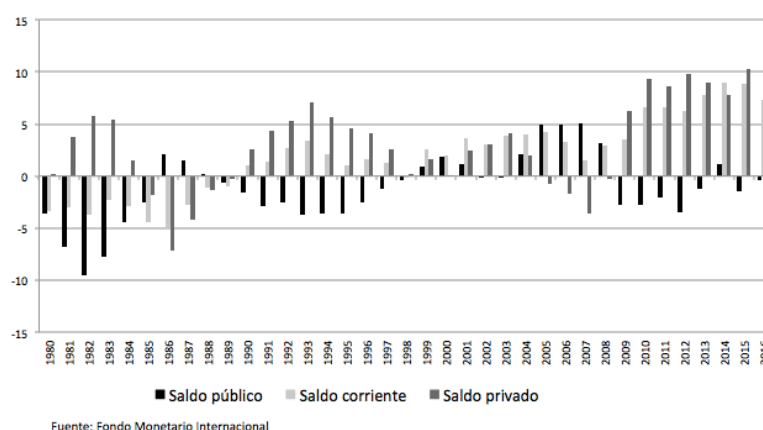
momento, pues los años anteriores se había mantenido en números positivos (y también lo hizo durante los años posteriores a la crisis). Este particular comportamiento macroeconómico conlleva que el caso de Noruega sea especial y que no interese de cara a una de las hipótesis centrales del trabajo (pues el objeto de estudio son las economías que presentan déficit por cuenta corriente de forma regular y no sólo puntual).

## 4. DINAMARCA

### 4.1 *Análisis descriptivo*

En el caso de Dinamarca los años 1986, 1987 y 1988 son los únicos en que se presenta la combinación sectorial propia del cuadrante IVd en el caso de Dinamarca. Como se puede observar, el saldo público parte de un elevado déficit en 1982 que va mejorando hasta convertirse en superávit en 1986. Al mismo tiempo, el saldo privado experimenta la evolución inversa: desde un notable superávit pasa a un intenso déficit. Por su parte, el saldo por cuenta corriente se mantiene relativamente estable en déficit.

**Gráfico 14. Saldos sectoriales de Dinamarca. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016**



La literatura señala un periodo de expansión crediticia durante estos años que fue muy similar al de Finlandia, Suecia y Noruega, aunque con una diferencia importante: Dinamarca no sufrió una crisis propiamente dicha a final de dicho periodo sino solamente una recesión y, aunque sus bancos sufrieron dificultades importantes, estuvo lejos de experimentar una crisis bancaria sistémica (Jonung, 2008; Vastrup, 2009).

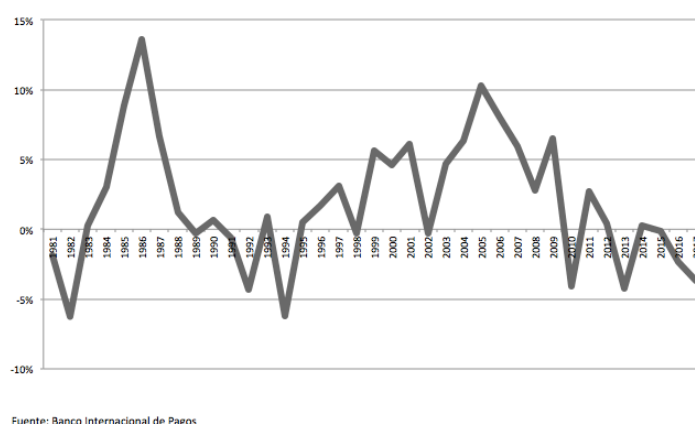
Dinamarca, a diferencia del resto de países nórdicos, ya tenía un sistema financiero más abierto de lo normal en la década de 1950, y a principios de la década de los 80 partía de una situación mucho más desregulada que la de sus vecinos. Eso no impidió que siguiera aplicando medidas de liberalización financiera, logrando en 1982 una liberalización casi completa, algo que no ocurrió en Finlandia o Suecia hasta 1990 (Carstensen, 2013; Honkapohja, 2012; Koskenkylä, 1994). En consecuencia, el cambio con respecto a las condiciones iniciales no fue tan importante en Dinamarca y esto explicaría al menos parcialmente que experimentara una evolución posterior distinta a la de los otros países nórdicos.

Otra diferencia notable con respecto a sus vecinos es que a principios de los 80 Dinamarca se estaba enfrentando a problemas económicos importantes: el desempleo, la inflación y los tipos de interés eran elevados, así como el déficit público y el déficit por cuenta corriente. Completar la liberalización en un momento de recesión explicaría que el crecimiento del crédito no se acelerase inmediatamente y que no lo hiciera hasta la recuperación económica (Honkapohja, 2012). Otro factor relevante a destacar es que Dinamarca, a diferencia de Suecia y Finlandia, no abandonó el denominado mecanismo de tipo de cambio europeo denominado “túnel de serpiente”, por lo que su política monetaria dispuso de algo más de margen que la de sus vecinos nórdicos (Berg, 1998; Jonung, 2008). La última diferencia relevante sería que Dinamarca aplicó una política fiscal restrictiva durante los años previos a la recesión (Honkapohja, 2012; Johansen, 1994).

Entre las últimas medidas de liberalización aplicadas destacan la relajación del racionamiento del crédito que imponían las autoridades públicas y la concesión de mayores facilidades para obtener financiación del exterior a finales de los años 70 (Jonung, 2008). Fue importante también la supresión en 1980 del nivel máximo de créditos que podían conceder las instituciones bancarias y en 1983 del mismo límite en las hipotecas, una cota que ya había sido elevada notablemente durante los años 70 (Abildgren, 2007; Johansen, 1994), aunque según Mikkelsen (1993) y Abildgren (2012) dicha regulación no había sido vinculante para la actividad crediticia de estas instituciones. También se abolió en 1982 la regulación de la actividad crediticia de las compañías de seguros y de los fondos de pensiones.

El crecimiento del crédito bancario aumentó en la década de 1980 a unas tasas desconocidas hasta entonces, aunque desde unos niveles muy bajos. El volumen de créditos bancarios aumentó desde el 23% del PIB en 1982 al 53% en 1989, con tasas de crecimiento anual que llegaron a superar el 25% (Abildgren, 2007, 2012; Koskenkylä, 1994). A esta evolución contribuyó el hecho de que los intereses gozaran de deducciones fiscales importantes en el impuesto sobre la renta. Gracias a la liberalización completa del sistema financiero los bancos pudieron obtener mucha más financiación de la que permitían los depósitos, incluyendo de naturaleza extranjera (Jonung, 2008). De hecho, el porcentaje de crédito empresarial proveniente de bancos extranjeros pasó de un 18% en 1970 a superar el 44% en 1990 (Berg, 1998). En el Gráfico 15 se puede ver cómo el crédito creció mucho más que el PIB entre 1983 y 1988.

**Gráfico 15. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Dinamarca. Datos en porcentaje. 1981-2017**



El índice de precios del mercado inmobiliario creció de forma paralela al crédito y se duplicó desde 1982 a 1990, llegando a registrar tasas de crecimiento anuales superiores al 22%. Esto fortaleció la posición financiera de quienes tenían activos en su propiedad, pues contaban como colateral de cara a la obtención de nuevos créditos, lo que no hacía sino alimentar más el ciclo (Abildgren, 2007). A pesar de esta expansión del crédito, el crecimiento económico no fue excepcional, aunque se mantuvo relativamente estable en torno al 1% de media durante estos años (Vastrup, 2009)

La política fiscal comenzó a ser restrictiva en 1986 como una forma de combatir un déficit por cuenta corriente que ya llevaba registrándose 20 años. En consecuencia, la política fiscal no alimentó la expansión crediticia —como sí ocurrió con sus vecinos Finlandia y Suecia— y no se generaron tantos desequilibrios financieros ni monetarios (Abildgren, 2007; Berg, 1998).

Como ya se ha apuntado, el desenlace de todo este proceso no fue una crisis económica como la de Finlandia o Suecia; Dinamarca experimentó una recesión en 1988, tuvo una leve recuperación entre 1989 y 1992, y de nuevo otra caída de la tasa de crecimiento en 1993. A partir de entonces la recuperación ya fue más sólida. Algunos autores como Jonung (2008) han calificado todos estos años como una “prolongada recesión”.

#### 4.2 *Análisis econométrico*

Tras ser consultado, el organismo de estadísticas oficial de Dinamarca (Danmarks Statistik) reconoce no disponer de datos de saldo público en frecuencia trimestral anteriores a 1999, por lo que se ha procedido a trimestralizar los datos en frecuencia anual que ofrece el Fondo Monetario Internacional, obteniendo la serie  $s_t$ . Los datos de deuda privada sobre el PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) han sido obtenidos del Banco Internacional de Pagos. El periodo elegido comienza el primer trimestre de 1980, cuando se aplican las primeras medidas de liberalización financiera, y termina en el último trimestre de 1989, cuando la economía entra en recesión y el saldo público se invierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  tiene una raíz unitaria mientras que  $d_t$  tiene dos. Estimamos un



modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha[\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [D(d_t) \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1 y 2 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 22. Prueba de Cointegración de Johansen 1980q1-1989q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	18,35829	15,49471	0,0180
Como mucho 1	1,428862	3,841465	0,2319
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	16,92943	14,2640	0,0185
Como mucho 1	1,428862	3,841465	0,2319

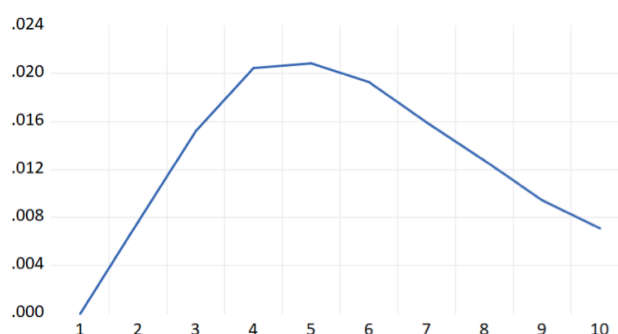
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 23. Estimación del VECM 1980q1-1989q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-1,057777 [-6,09846]	1,635840
$\alpha$	-0,000782 [-0,08664]	1,127693 [4,19468]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, y el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$  es negativo pero no significativo. Es decir, el modelo señala que a corto plazo la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero que a largo plazo el efecto no es significativo. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 16. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Por su parte, el coeficiente  $\alpha$  de la variable  $d_t$  es positivo y significativo, lo que revela que la variable saldo también ejerce un impacto sobre la evolución de la deuda.

Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 90,36% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas danesas durante el periodo 1980q1-1989q4.

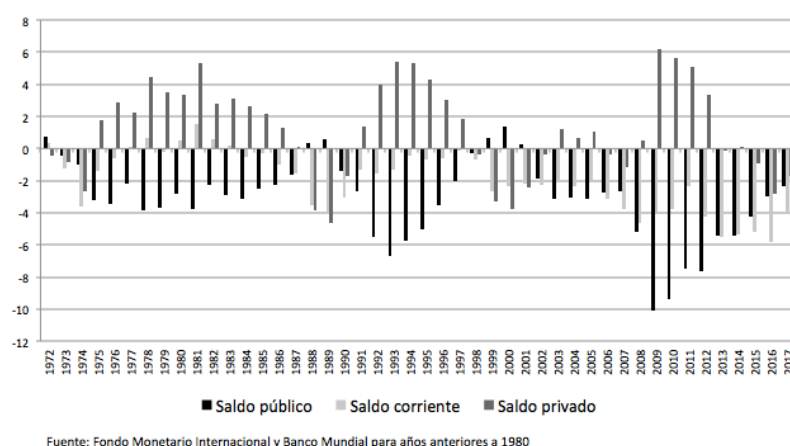
A pesar de experimentar una burbuja de crédito de menor volumen y de menores consecuencias que el resto de países nórdicos, la misma fue suficiente para que Dinamarca registrase superávit fiscal entre 1986 y 1988. El país llevaba registrando déficit por cuenta corriente durante más de 20 años atrás (Abildgren, 2007) y todo apunta a que sin dicha expansión de crédito no hubiese podido revertir los números rojos de sus cuentas públicas. No obstante, su situación macroeconómica cambió radicalmente a partir de 1990, cuando empezó a registrar superávits por cuenta corriente, sin duda gracias a una estrategia de reorientación de su modelo productivo hacia las exportaciones (Abildgren, 2007). Este importante cambio le ha permitido mantener un saldo por cuenta corriente relativamente superavitario, lo que a su vez ha facilitado que haya registrado superávit fiscal casi ininterrumpidamente durante el periodo comprendido entre 1999 y 2007.

## 5. REINO UNIDO

### 5.1 *Análisis descriptivo*

Como se puede observar en el Gráfico 17 de saldos sectoriales, entre 1972 y 2017 Reino Unido sólo se ha ubicado en el cuadrante IVd en cinco años correspondientes a dos periodos distintos: 1988 y 1989 en el primer periodo y 1999, 2000 y 2001 en el segundo. En ambos periodos se puede apreciar que dichos años coinciden con la parte final de un proceso evolutivo caracterizado por una mejora progresiva del saldo público y un deterioro constante del saldo privado, toda vez que el saldo por cuenta corriente se situaba en terreno negativo, especialmente durante los años de superávit público.

**Gráfico 17. Saldos sectoriales del Reino Unido. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1972-2017**



Procedemos a analizar los acontecimientos del primer periodo, caracterizado por un boom de crédito e inmobiliario que se desarrolló en la década de los 80 y que finalizó con una crisis bancaria no sistémica en 1990.

### *5.1.1 Periodo de finales de los años 80*

Desde 1971, pero sobre todo desde finales de la década, comenzaron a adoptarse importantes medidas orientadas a liberalizar el sistema financiero. Antes de 1971, el banco central del Reino Unido (Banco de Inglaterra) establecía la cantidad máxima de crédito que los bancos podían otorgar. A partir de ese año el control dejó de hacerse en función de la cantidad y pasó a hacerse en función del precio, lo que dio más margen a los bancos para incrementar el volumen de crédito (Borisova, 2013; Gallagher, 2018). En 1979, se abolieron los controles de capital, permitiendo a los bancos ir más allá de la financiación doméstica acudiendo a la externa, lo que restó mucha efectividad a los límites que constreñían el crecimiento de los créditos domésticos. Dichos controles terminaron por ser suprimidos en 1980 (Balluck *et al.*, 2016). Ese año también se eliminaron los límites que impedían la competencia directa entre distintos tipos de empresas financieras. En 1982 se aprobó la supresión de los controles de venta y alquiler, y en 1986 se dotó de mayor flexibilidad a la estructura de activos de las empresas de construcción (Ball, 1994; Balluck *et al.*, 2016; Davies y Weber, 1991).

Para 1982-1983 el acceso a los mercados financieros y al crédito ya era mucho más fácil que en la década anterior (Ball, 1994; Balluck *et al.*, 2016; Davies y Weber, 1991). Además, las medidas de fomento de la competencia en el sector provocaron un cambio radical de panorama: los bancos comenzaron a conceder préstamos hipotecarios, que habían sido tradicionalmente otorgados por las empresas constructoras, y estas empresas constructoras comenzaron a dar créditos no hipotecarios, pudiendo acceder incluso a los mercados de financiación mayoristas (más baratos que los fondos de depósitos minoristas). Los bancos también tuvieron que enfrentarse a la competición con empresas especializadas en hipotecas (Attanasio y Weber, 1994; Logan, 2001). Todo ello condujo a la oferta de nuevos productos financieros más atractivos (incluyendo las primeras tarjetas de débito<sup>43</sup>) y a una relajación de los requisitos de préstamo, como tipos de interés más bajos –los tipos de interés marginales promedio

<sup>43</sup> Ver Worthington (1988) y Consoli (2003).

de los cuatro bancos más grandes cayeron desde el 5,7% en 1985 a 4,7% en 1989 (Balluck *et al.*, 2016)—, contribuyendo así al boom de crédito. A ello también se sumó la aprobación de bonificaciones fiscales sobre el pago de intereses (Callen y Lomax, 1990).

Entre 1979 y 1990 el sector de los servicios financieros experimentó una de las mayores tasas de crecimiento de cualquier país (Ball, 1994). Los préstamos hipotecarios fueron los más concedidos y crecieron desde el 32% del PIB en 1982 al 58% del PIB, aunque los destinados al consumo también aumentaron bastante casi suplicando su peso sobre el PI: desde el 4,9% del PIB en 1980 al 9,5% en 1989 (Ball, 1994; Corbett y Jenkinson, 1997). En la preferencia por adquirir inmuebles influyó que el impuesto de la propiedad fue sustituido en 1980 por un impuesto per cápita (aunque fue retirado muy pronto, influyó mucho en el comportamiento de las familias porque se anunció con mucha antelación y se pensó que sería duradero) (Attanasio y Weber, 1994; Davies y Weber, 1991).

Gracias a estas transformaciones en el sector financiero, a finales de la década de los 80 Reino Unido había experimentado un incremento muy destacado del nivel de consumo así como de la propensión marginal a consumir. Este fenómeno fue muy común entre los países más industrializados, incluyendo a los Estados Unidos y Japón, pero en el Reino Unido fue especialmente intenso (Ball, 1994). Entre 1986 y 1988 el consumo total como proporción de los ingresos disponibles aumentó fuertemente: la tasa de ahorro personal cayó desde el 14,8% en 1980 al 7,6% en 1988 (Attanasio y Weber, 1994). En total, la deuda del sector privado no bancario medida en porcentaje del PIB se duplicó durante la década de los 80 (Attanasio y Weber, 1994).

El fuerte incremento de la demanda sobre el sector inmobiliario provocó que a mitad de los años 80 los precios de los inmuebles registraran una escalada muy notable (Balluck *et al.*, 2016). Los activos residenciales pasaron a conformar más de la mitad de la riqueza de las familias, y éstas —gracias a un sistema financiero muy liberalizado— pudieron aprovechar dicha situación para solicitar más créditos y seguir incrementando su consumo (Muellbauer *et al.*, 1990; Zhu, 2002). El Índice regional de precios reales de viviendas aumentó notablemente para todas las regiones británicas entre 1986 y 1989, habiendo empezado dicha escalada en 1985 para la mitad de ellas (Ball, 1994; Muellbauer *et al.*, 1990). Entre 1985 y 1989 los precios de los inmuebles residenciales y comerciales aumentaron en un 80% y 90%, respectivamente (Attanasio y Weber, 1994; Davies y Weber, 1991). Hay relativo consenso en considerar este fenómeno como una burbuja inmobiliaria.

Como resultado de todo este proceso destaca un incremento del endeudamiento familiar, que pasó a suponer desde un 67% de los ingresos disponibles en 1982 al 112% en 1989, y la escalada del déficit por cuenta corriente, especialmente entre 1986 y 1988 debido al incremento de las importaciones derivadas del consumo y de la inversión (Balluck *et al.*, 2016).

El fin de este fenómeno se dio en 1990. En dicho año el Reino Unido se unió al mecanismo del tipo de cambio del sistema monetario europeo, quedando su moneda ligada en la práctica al marco alemán. Con tal de perseguir los objetivos en el tipo de cambio los tipos de interés se incrementaron, lo que según Ball (1994) intensificó la recesión que ya estaba comenzando. El flujo del crédito se detuvo y la burbuja

inmobiliaria estalló. Mientras que el crecimiento del PIB en 1989 había sido del 4%, en 1991 cayó al -1% (Attanasio y Weber, 1994).

Un gran número de pequeños bancos británicos se enfrentaron a enormes dificultades, especialmente aquellos que más volumen de crédito habían concedido (Balluck *et al.*, 2016). Aunque estos bancos no eran importantes a nivel sistémico, el episodio fue lo suficientemente serio como para que el Banco de Inglaterra tuviese que habilitar importantes ayudas de liquidez a unos pocos de ellos para evitar el contagio a los bancos sistémicos. Es más, según Balluck *et al.* (2016), las pérdidas del sistema de crédito bancario fueron aproximadamente tres veces más elevadas que las sufridas en la gran crisis financiera iniciada en el año 2008.

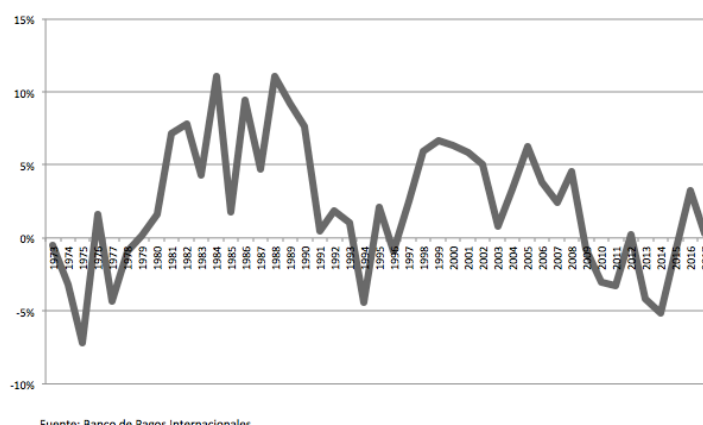
### *5.1.2 Periodo de finales de los años 90*

Hay pocos estudios que aborden la expansión del crédito para este periodo en concreto<sup>44</sup>, a pesar de que acorde a los datos del Banco Internacional de Pagos el crédito al sector privado creció a tasas anuales superiores al 5% entre 1998 y 2001, muy por encima de la media histórica. Esto se debe a que este periodo es la primera fase de un proceso de expansión del crédito más prolongado que acaba con la Crisis Financiera Internacional de 2008; en 2001 se produjo una interrupción en el crecimiento del crédito como consecuencia del estallido de la burbuja punto-com (Hume y Sentance, 2009), afectando especialmente a las empresas. Por lo tanto, en la literatura académica el foco de atención se suele centrar en el periodo completo o en la segunda fase pero raramente sólo en la primera. ¿Por qué entonces el superávit público (y por lo tanto, el cuadrante IVd) finaliza en 2001? Porque a partir de ese año se aplicaron importantes políticas fiscales (y monetarias) expansivas para mitigar los efectos económicos derivados de la recesión global de 2001. Además, estas políticas expansivas se mantuvieron e incluso normalizaron porque tras el atentado de las Torres Gemelas en septiembre de 2001 la preocupación general de los gobernantes occidentales no fue la amenaza de la inflación sino la de la deflación (Hume y Sentance, 2009).

---

<sup>44</sup> Algunos de ellos son los de Montgomerie (2006), Balluck *et al.* (2016) y Boone y Girouard (2002).

**Gráfico 18. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Reino Unido. Datos en porcentaje. 1972-2017**



En cualquier caso hay evidencia de que ya durante la primera fase se produjo un fenómeno similar al que nos sirve de modelo: este incremento de la deuda privada se dio gracias al proceso de liberalización en los servicios financieros (Bernanke, 2002; MacBeth, 2015), a que los reducidos tipos de interés facilitaron la obtención de créditos –especialmente hipotecarios– (Montgomerie, 2006) y al “efecto riqueza” producido al calor del incremento de los precios de los activos (Schmitt, 2000). Entre 1995 y 2001, los precios de los inmuebles residenciales crecieron casi un 50% (Boone y Girouard, 2002; Montgomerie, 2006), aunque ni el precio de los inmuebles comerciales ni su construcción aumentó de forma destacada (Boone y Girouard, 2002). Además, la emisión de valores respaldados por hipotecas comerciales alcanzó cifras récord de crecimiento del 60% (Zhu, 2002). La formación bruta de capital aumentó también bastante, pero alcanzó una cota inferior a la del periodo de los años 80 (2% del PIB frente al 6%) (Zhu, 2002). Y los precios de las acciones cotizadas en bolsa se dispararon desde mitad de los 90 hasta 2001, momento en el cual sufrieron una brusca caída del 40% (Cortapaux y Crevoisier, 2005).

## 5.2 Análisis econométrico

La variable de saldo público en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $s_t$ ) ha sido construida a partir de los datos de saldo público en términos absolutos y del PIB en términos corrientes que ofrece el organismo oficial de estadísticas del Reino Unido (Office for National Statistics). La deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) ha sido obtenida del Banco de Pagos Internacionales. Comenzamos el análisis con un amplio periodo que abarca las dos expansiones crediticias señaladas, desde la aplicación de las primeras medidas liberalizadoras (primer trimestre de 1980) hasta la crisis punto com (último trimestre de 2001).

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  tiene una raíz unitaria mientras que  $d_t$  tiene 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) teniendo en cuenta que utilizamos la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta(d_t) \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 4 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 24. Prueba de Cointegración de Johansen 1980q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	59,37622	20,26184	0,0000
Como mucho 1	8,106068	9,164546	0,0791
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	51,27015	15,89210	0,0000
Como mucho 1	8,106068	9,164546	0,0791

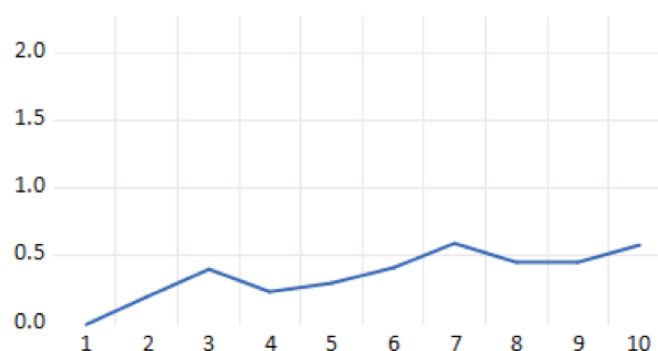
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 25. Estimación del VECM 1980q1-2001q4**

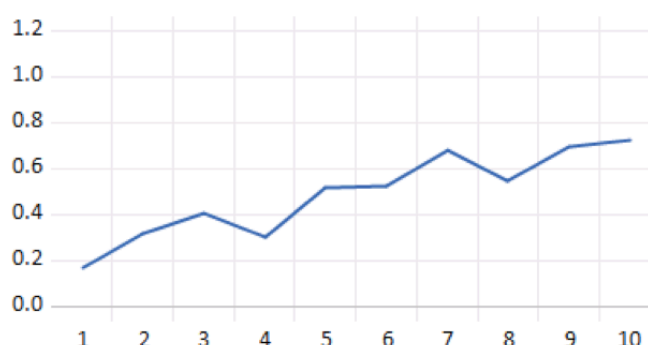
	s	d	c
$\beta$	1,0000	-2,573319 [-10,2761]	-5,105554
$\alpha$	-0,161013 [-2,40568]	0,424787 [7,24359]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de las dos variable  $s_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero también al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 19. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



**Gráfico 20. Respuesta de  $D(d_t)$  a un impulso  $s_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 62,62% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas británicas durante el periodo 1980q1-2001q4, pero que el saldo público también afecta significativamente a la evolución de la deuda. A continuación analizamos el vínculo entre las dos variables para cada uno de los periodos de expansión crediticia señalados. Comenzamos con el primero, que abarca desde el primer trimestre de 1980 al último de 1991, cuando el crédito privado deja de crecer y el saldo fiscal es ya deficitario.

Cada una de las variables continúa manteniendo el mismo número de raíces unitarias, por lo que volvemos a estimar un modelo de corrección de errores empleando la primera deiferencia de  $d_t$ , en este caso incluyendo una constante en el vector autorregresivo. Elegimos los retardos 1, y 2 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 26. Prueba de Cointegración de Johansen 1980q1-1991q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	22,10132	15,49471	0,0044
Como mucho 1	3,772528	3,841465	0,0521
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	18,32879	14,26460	0,0108
Como mucho 1	3,772528	3,841465	0,0521

La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.



**Tabla 27. Estimación del VECM 1980q1-1991q4**

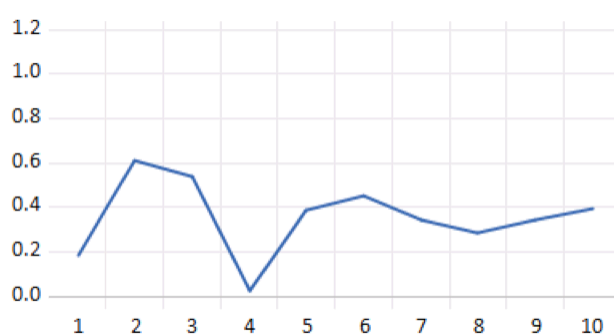
	s	d	c
$\beta$	1,0000	-1,754281 [-5,72053]	-4,344879
$\alpha$	-0,494106 [-2,53627]	0,514877 [3,19799]	

De nuevo, el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero también al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo estos efectos se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 21. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



**Gráfico 22. Respuesta de  $D(d_t)$  a un impulso  $s_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 38,45% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey aunque en el caso del primer retardo el margen es muy reducido (ver anexo). En consecuencia, aún con cierta cautela, podemos aceptar la validez del modelo. Estos resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas británicas durante el periodo 1980q1-1991q4, pero también que el saldo público afectó significativamente a la evolución de la deuda.

A continuación, y por último, analizamos el vínculo entre las dos variables en el segundo periodo de expansión crediticia señalados: el que comienza en el primer trimestre de 1992 y que finaliza en el último de 2001 con la crisis punto com.

Las variables continúan manteniendo el mismo número de raíces unitarias, por lo que volvemos a estimar un modelo de corrección de errores empleando la primera deiferencia de  $d_t$ , incluyendo también una constante en el vector autorregresivo. Elegimos únicamente el retardo 1 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 28. Prueba de Cointegración de Johansen 1992q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	30,97916	15,49471	0,0001
Como mucho 1	2,573446	3,841465	0,1087
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	28,40571	14,26460	0,0002
Como mucho 1	2,573446	3,841465	0,1087

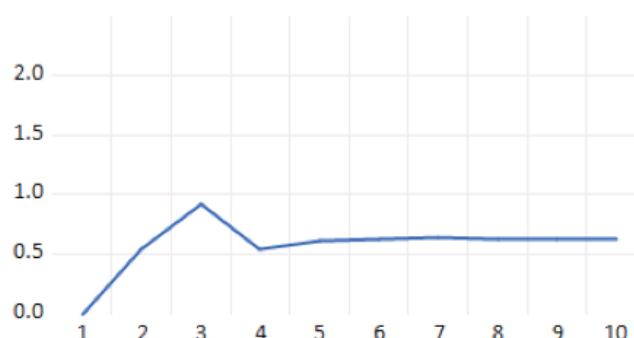
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 29. Estimación del VECM 1992q1-2001q4**

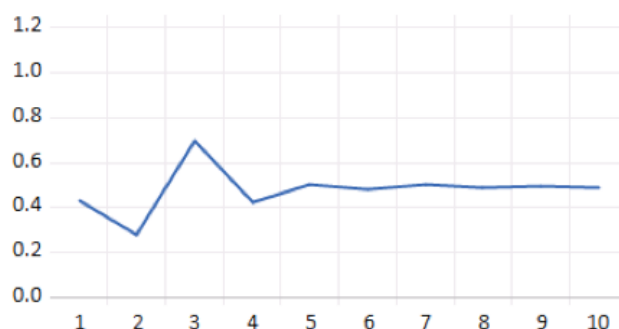
	s	d	c
$\beta$	1,0000	-2,890808 [-8,14338]	4,774811
$\alpha$	-0,348311 [-2,45979]	0,337553 [4,48100]	

De nuevo, el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero también al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo estos efectos se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 23. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



**Gráfico 24. Respuesta de  $D(d_t)$  a un impulso  $s_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 23,50% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, aún con cierta cautela, podemos aceptar la validez del modelo. Estos resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas británicas durante el periodo 1992q1-2001q4, pero también que el saldo público afectó significativamente a la evolución de la deuda. En resumen, durante todo el periodo amplio de las dos expansiones crediticias hay evidencia de que existe una relación bidireccional entre la deuda privada y las cuentas públicas.

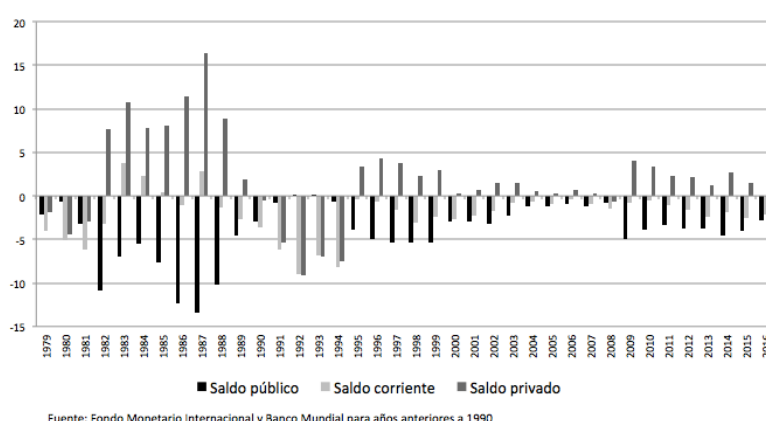
Podemos afirmar que el Reino Unido sólo ha registrado superávit fiscal en su historia reciente en dos ocasiones y gracias a dos booms crediticios, los cuales desembocaron en crisis económicas. El hecho de que haya registrado desde 1984 constantemente déficit por cuenta corriente ayuda a explicar esta evolución. Entre el año 2002 y 2008 el crédito privado creció a ritmos notables, pero no fue suficiente para que las cuentas públicas volviesen a arrojar superávit, especialmente en un contexto en el que se evitó restringir la política fiscal.

## 6. MÉXICO

### 6.1 *Análisis descriptivo*

En el Gráfico 25 se puede comprobar cómo México, desde 1979 a 2016, sólo se ubica en el cuadrante IVd en dos años: 1992 y 1993. Observando los años anteriores disponibles se aprecia una rápida mejora progresiva del saldo público desde 1987 que contrasta con un fuerte deterioro de los saldos por cuenta corriente y privado, evolución que se invierte bruscamente en 1995.

**Gráfico 25. Saldos sectoriales de México. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1979-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial para años anteriores a 1990

Atendiendo a la literatura académica constatamos que dichos años se corresponden con la etapa final de un boom económico que finalizó en 1994 con una de las crisis financieras más famosas de la historia por su intensidad y repercusión internacional, y que es conocida como “la crisis del peso mexicano” o “la crisis del tequila” (Boone y Girouard, 2002).

Pero México ya había experimentado unos años antes, en 1982, otra importante crisis financiera, que se había gestado gracias a un proceso de liberalización y apertura financiera acometida a finales de los años 70 por la que se habían privatizado bancos, estimulado el crédito, creado instrumentos de captación en moneda extranjera y, en definitiva, ampliado los desequilibrios financieros (Edwards, 1996; Gunther *et al.*, 1996; Martínez Peria y Schmukler, 1998; Masson y Agénor, 1996). El estallido de la crisis provocó, entre otras cosas, la nacionalización de todos los bancos privados, el reforzamiento de las medidas de control y supervisión bancaria, y el control público del destino del crédito, deteniendo y revirtiendo así el proceso de liberalización financiera (Correa, 2010; Gallardo *et al.*, 2006; Truman, 1996).

No obstante, a medida que los efectos de la crisis se fueron desvaneciendo –aunque sobre todo con el cambio de gobierno en 1988– las autoridades mexicanas fueron adoptando de nuevo medidas liberalizadoras –que contaban con el apoyo del Fondo Monetario Internacional (Bergoeing *et al.*, 2002a; Lukauskas y Minushkin, 2000) –, llegando a superar incluso el nivel alcanzado antes de la crisis en intensidad y velocidad (Camdessus, 1995).

En 1984 algunos bancos nacionalizados se privatizaron de nuevo, aunque no fue hasta después de 1989 cuando la reprivatización fue sustancial (Correa, 2010; Edwards, 1996; Masson y Agénor, 1996). A mitad de los años 80 se comenzó a reducir el coeficiente legal de caja como instrumento de política monetaria y en 1988 se liberalizaron por completo los tipos de interés, lo que amplió mucho el margen que tenían los bancos para conceder créditos (Bergoeing *et al.*, 2002a; Griffith-Jones, 1996; Gunther *et al.*, 1996; Martínez Peria y Schmukler, 1998). En 1993 la cartera de los bancos ya estaba completamente liberalizada (Griffith-Jones, 1996; Masson y Agénor, 1996).

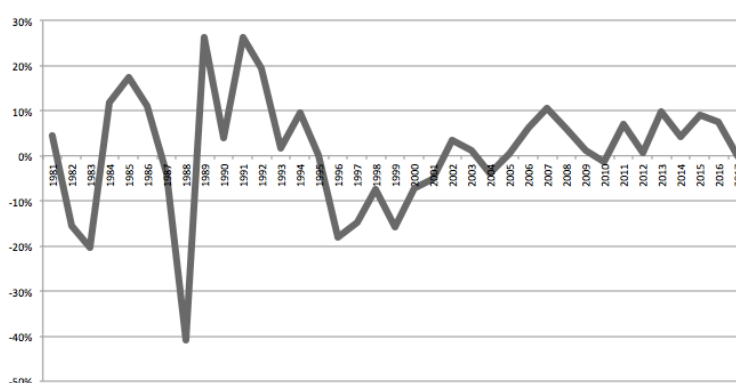
Por otro lado, en 1987 los impuestos a las empresas fueron reformados para atraer la inversión extranjera y en 1989 se suprimieron muchas otras limitaciones sobre la misma

(Gallardo *et al.*, 2006; Tornell *et al.*, 2003). A finales de 1990 se permitió a los no residentes que compraran sin ninguna restricción bonos e instrumentos del mercado monetario así como acciones (hasta un peso del 49%), liberalizando casi por completo dichos mercados en 1991 (Bergoeing *et al.*, 2002a; Correa, 2010; Lukauskas y Minushkin, 2000). Además, en 1992 se firmó el Tratado de libre comercio de América del Norte, que implicaba intensificar las medidas liberalizadoras en otros ámbitos como el comercial y el laboral (Griffith-Jones, 1996; Lukauskas y Minushkin, 2000; Tornell *et al.*, 2003).

Este proceso de liberalización provocó la entrada de ingentes cantidades de fondos extranjeros, lo que a su vez ejerció una presión ascendente e intensa sobre el tipo de cambio de la moneda, lo que fue posible por el régimen de tipo de cambio establecido en febrero de 1990 (Masson y Agénor, 1996; Whitt, 1996). De hecho, entre 1990 y 1993 la moneda se apreció en un 35% (Edwards, 1996; Gil-Díaz y Carstens, 1996; Whitt, 1996). Mientras que la inversión extranjera directa alcanzó los niveles pre-crisis, la inversión en cartera rompió todos los récords históricos; entre 1990 y 1993 este tipo de capital representó el 67% del total (Masson y Agénor, 1996). El peso del capital extranjero en la bolsa mexicana (compuesta por 200 empresas) pasó de suponer el 6% de la capitalización en 1989 al 27% a finales de 1993, y el peso de bonos públicos en propiedad de inversores extranjeros se elevó desde el 8% al 57% durante el mismo periodo (Griffith-Jones, 1996; Gunther *et al.*, 1996; Truman, 1996).

La entrada de fondos extranjeros multiplicó los recursos financieros (Griffith-Jones, 1996) de una banca mexicana muy debilitada y muy concentrada (los 12 bancos más grandes mantenían el 80% o 90% del total de depósitos (Edwards, 1996; Gallardo *et al.*, 2006). Esto explica que el crédito al sector privado pudiera crecer rápidamente: entre 1987 y 1994 creció más del 100% en términos reales (Martínez Peria y Schmukler, 1998) y su nivel en porcentaje del PIB pasó desde el 14% al 55% durante el mismo periodo (Griffith-Jones, 1996). En el Gráfico 26 se puede observar que dicha evolución no tiene parangón en la historia reciente del país.

**Gráfico 26. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en México. Datos en porcentaje. 1981-2017**



Fuente: Banco de Pagos Internacionales

La mayor parte de este crédito se destinó al consumo (entre 1987 y 1994 aumentó en un 450%), financiado con préstamos hipotecarios (que aumentaron en casi un 1.000%), préstamos para compra de automóviles, y tarjetas de créditos, dejando en un segundo

lugar el crédito dirigido a empresas (Bergoeing *et al.*, 2002a; Cypher, 1996; Gallardo *et al.*, 2006), especialmente para financiar actividades inmobiliarias y constructivas (muchas de las cuales tuvieron una naturaleza especulativa) (Gallardo *et al.*, 2006; Griffith-Jones, 1996). La caída de la tasa de ahorro doméstico se hizo notar: pasó desde el 18% del PIB en 1990 al 14% en 1994 (Cypher, 1996). De forma paralela a estos acontecimientos los precios generales de los activos financieros y reales aumentaron rápidamente, lo que a su vez también estimuló el consumo (Truman, 1996).

Durante la expansión crediticia la economía mexicana registró tasas de crecimiento reales positivas, aunque no demasiado destacadas: desde el 1% de 1988 y 1993 hasta el 4,7% en 1990 (Gallardo *et al.*, 2006; Mantey, 1996), lo cual en parte se explica por la siempre oscilante evolución económica mexicana debido a la elevada dependencia de las exportaciones de petróleo crudo, altamente sensibles a los precios internacionales y que conformaban el 52% del total de exportaciones en 1980 (Gallardo *et al.*, 2006; Gil-Díaz y Carstens, 1996; Masson y Agénor, 1996).

El detonante de este boom económico fue insurrección armada y el asesinato de un candidato presidencial en marzo de 1994 lo que, junto con el aumento de los tipos de interés por parte de la Reserva Federal estadounidense a partir de febrero del mismo año, provocó una masiva salida de capitales que terminaron provocando una extraordinaria depreciación de la moneda local a finales de dicho año (Bergoeing *et al.*, 2002a). En el año 1995 México experimentó la mayor contracción del PIB de todo el siglo XX: el PIB por persona en edad de trabajar cayó un 8,7% (Gil-Díaz y Carstens, 1996; Masson y Agénor, 1996; Whitt, 1996) y el crédito real detuvo su escalada para comenzar a caer (llegó al 17% en 2002 cuando en 1994 había superado el 55%) (Meza, 2008) y el 80% de los bancos tuvieron que recibir apoyo público (Tornell *et al.*, 2003).

## 6.2 Análisis econométrico

Ningún organismo oficial de México ni internacional ofrece datos de saldo público en frecuencia trimestral anteriores a 1990, y como el período clave abarca muchos años anteriores nos hemos visto obligados a trimestralizar los datos de saldo público sobre el PIB disponibles en la base de datos del Banco Mundial (la única base de datos con datos anteriores a 1990, incluso en frecuencia anual). La variable de deuda privada sobre el PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) ha sido obtenida del Banco de Pagos Internacionales. El período de análisis comienza el primer trimestre de 1983, que es el primero tras la crisis de 1982, y termina el último de 1994, cuando la crisis estalla y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que tanto  $s_t$  como  $d_t$  no son estacionarias sino que son integradas de orden 1. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM).

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración

y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 30. Prueba de Cointegración de Johansen 1983q1-1994q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	22,89552	15,49471	0,0032
Como mucho 1	0,096531	3,841465	0,7560
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	22,79899	14,2640	0,0018
Como mucho 1	0,096531	3,841465	0,7560

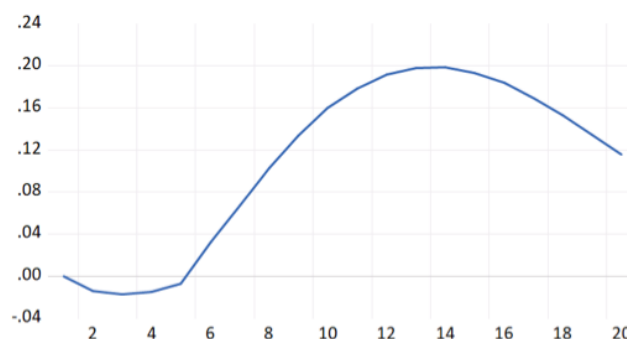
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 31. Estimación del VECM 1983q1-1994q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,093477 [-4,01843]	4,197089
$\alpha$	-0,037095 [-2,57450]	1,676100 [4,40399]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$  y el de la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero también al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 27. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $d_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 88,89% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada

permite explicar la mejora de las cuentas públicas mexicanas durante el periodo 1983q1-1994q4, aunque también que el saldo público afecta a la evolución de la deuda.

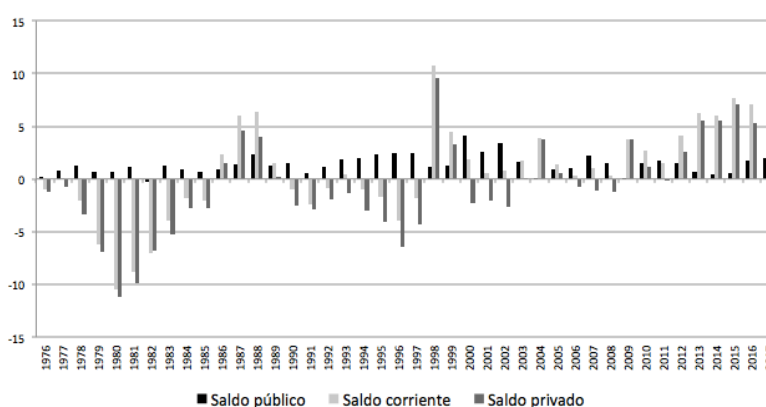
En definitiva, en su historia reciente México sólo ha alcanzado superávit fiscal en 1992 y 1993 gracias al boom crediticio que experimentó a partir de 1983 y que finalizó en 1994 con una de las crisis financieras más profundas y famosas de la historia reciente, lo que no es de extrañar teniendo en cuenta el estructural déficit por cuenta corriente de la economía mexicana.

## 7. COREA

### 7.1 *Análisis descriptivo*

En el Gráfico 28 comprobamos que, abarcando el periodo comprendido entre 1976 y 2017, los saldos sectoriales de Corea se ubican en el cuadrante IVd en muchos años que se dividen en dos periodos: el primero comienza en 1972 y finaliza en 1985 (exceptuando 1977 y 1982) y el segundo comienza en 1990 y finaliza en 1997 (exceptuando 1993). Resulta clave señalar que Corea presenta superávit público todos los años de la muestra menos uno (1982, debido sobre todo a una crisis bancaria (González-Hermosillo *et al.*, 1997)), lo que ya nos sugiere de alguna forma que presenta un caso especial. Además, el hecho de que el superávit por cuenta corriente sea norma en el resto de años distintos del cuadrante IVd también sitúa a Corea en la misma situación ya analizada de Noruega: la expansión de crédito convertiría el superávit por cuenta corriente en déficit, en vez de revertir el superávit público. En consecuencia, la anomalía en Corea no es que alcance superávit público sino déficit por cuenta corriente. Ya planteamos que esto suele producirse precisamente por la misma causa: una burbuja de crédito e inmobiliaria que dispara el consumo, la inversión y por lo tanto las importaciones, dejando tras de sí un saldo negativo en la cuenta comercial justo antes de finalizar en una crisis financiera.

**Gráfico 28. Saldos sectoriales de Corea. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1976-2017**



Fuente: Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial para años anteriores a 1995

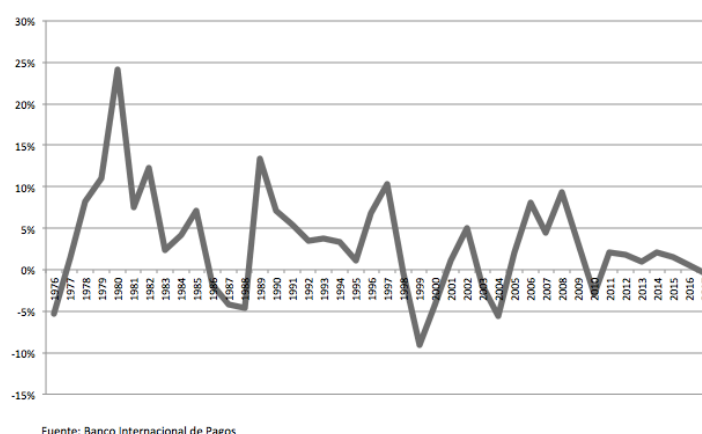
En efecto, en la literatura podemos constatar que Corea experimentó dos expansiones crediticias importantes en cada uno de los periodos. El primero coincide con el proceso de desarrollo coreano de 1972 a 1986 caracterizado por un masivo y potente programa de inversiones productivas financiados en buena medida a través de préstamos extranjeros: en 1973 Corea entró con fuerza en el mercado internacional de crédito y



para 1984 ya había obtenido 43,4 miles de millones de dólares del exterior, dirigiéndose el 60,3% de toda esa financiación hacia el sector manufacturero, lo que provocó que las 50 empresas más grandes alcanzaran una ratio de deuda sobre capital de más del 500% (Tcha y Suh, 2003). El segundo comienza con un intenso proceso de liberalización de su sistema financiero y de su cuenta de capital (a instancias de los organismos internacionales comandados por Estados Unidos) (Tcha y Suh, 2003; Woo, 1991) y que finaliza con la famosa y dramática crisis bancaria y financiera de 1997. En la academia hay bastante consenso en considerar que esta liberalización permitió una entrada muy importante de capital extranjero que estimuló un boom de crédito barato e inversión improductiva (aunque también productiva) que hicieron el sistema muy frágil hasta que éste se derrumbó dicho año (Moon-Soo, 1993; Nam, 1992; Park, 1996).

En el Gráfico 29 se observa que el crédito al sector privado creció muy por encima del PIB en ambos periodos.

**Gráfico 29. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Corea. Datos en porcentaje. 1976-2017**



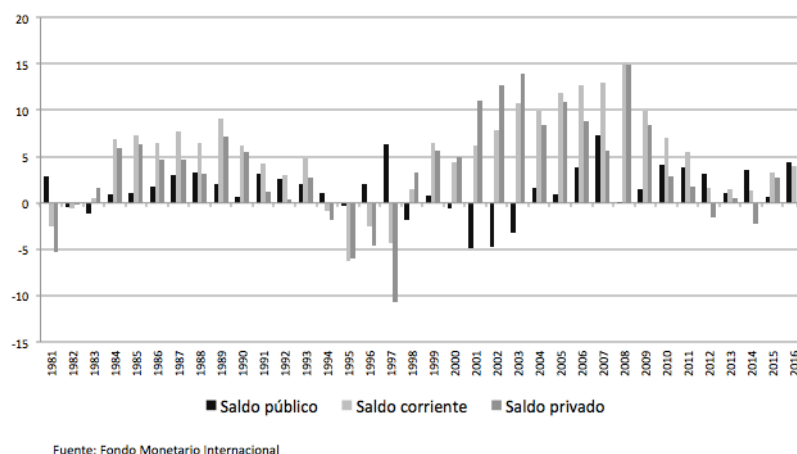
Estos años no fueron los únicos en los que el crédito creció con fuerza, pues también ocurrió en 2002 y también entre 2006 y 2009. No obstante, la expansión crediticia no fue lo suficiente intensa como para volver deficitario el saldo por cuenta corriente, aunque sí para que estuviese cerca de hacerlo (tal y como se puede ver en el Gráfico 20), a diferencia de lo que ocurre en el resto de años cuando el crédito no crece de forma destacada.

## 8. HONG KONG

### 8.1 *Análisis descriptivo*

Hay dos periodos distintos con años que atraviesan el cuadrante IVd en Hong Kong: uno para el que sólo tenemos un año (1981) y del que no conocemos los años anteriores, y otro que va desde 1994 a 1997 exceptuando 1995.

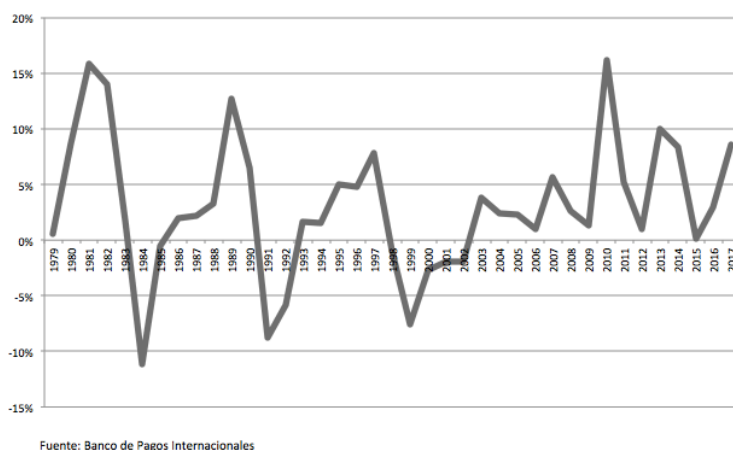
**Gráfico 30. Saldos sectoriales de Hong Kong. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1981-2016**



En el segundo caso se aprecia una notable mejora de las cuentas públicas acompañada de un fuerte e inusual deterioro del saldo privado y del saldo corriente, algo que a lo largo de la serie sólo ocurre en 1981 –el otro periodo– aunque a un nivel inferior. No obstante, el caso de Hong Kong es especial, porque tanto su saldo fiscal como su saldo por cuenta corriente han sido superavitarios la mayor parte de los años. Esto quiere decir que la anomalía en Hong Kong no es el registro de superávit fiscal sino de déficit por cuenta corriente, algo que sólo ocurre en los años IVd y también en 1982 y 1995 (que son adyacentes a dichos años y que podrían responder al mismo proceso macroeconómico). Y ya imaginamos a qué puede deberse: a un boom de crédito que impulsa el consumo e inversión más allá de las fronteras del país, provocando por lo tanto un importante déficit comercial que desaparece cuando lo hace la expansión de crédito.

En efecto, en el Gráfico 31 podemos observar cómo hay cuatro periodos en los que el crédito aumentó muy por encima del PIB, y dos de ellos coinciden con los que atraviesan el cuadrante IVd.

**Gráfico 31. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Hong Kong. Datos en porcentaje. 1979-2017**



En la literatura existente sobre Hong Kong descubrimos que a partir de 1985 el crédito al sector privado experimentó un crecimiento vertiginoso, con una cierta interrupción en 1991, y que vio su fin a finales de 1997 con la Crisis Asiática (Chang *et al.*, 1998; Cheong *et al.*, 1998; Demetriaes y Fattouh, 2001; Park, 1998). De hecho, fue durante esos primeros años cuando el crédito creció algo más (Gerlach y Peng, 2005; Goodhart y Hofmann, 2003), pero la diferencia clave entre una fase y otra es que en la segunda se experimentó una colosal burbuja inmobiliaria (casi la mitad del crédito se destinó al sector inmobiliario (Collins y Senhadji, 2002)) que colapsó en 1998 (Fu, 2000), y que podría explicar el mayor deterioro del saldo por cuenta corriente.

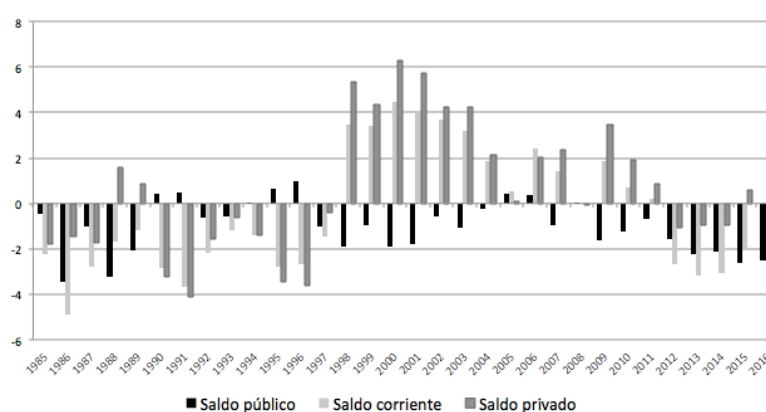
En resumen, aunque tras el registro simultáneo de déficit por cuenta corriente y superávit fiscal Hong Kong experimentó una crisis notable, su caso es especial porque por regla general disfruta de superávit tanto en las cuentas públicas como en el saldo corriente.

## 9. INDONESIA

### 9.1 *Análisis descriptivo*

Los años situados en el cuadrante IVd están distribuidos en dos fases cercanas entre sí: 1990 y 1991 en la primera, y 1994, 1995 y 1996 en la segunda. En cada una de las fases las cuentas públicas mejoran progresivamente (revirtiendo su saldo negativo) al mismo tiempo que el déficit por cuenta corriente y el déficit privado se agravan.

**Gráfico 32. Saldos sectoriales de Indonesia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1985-2016**

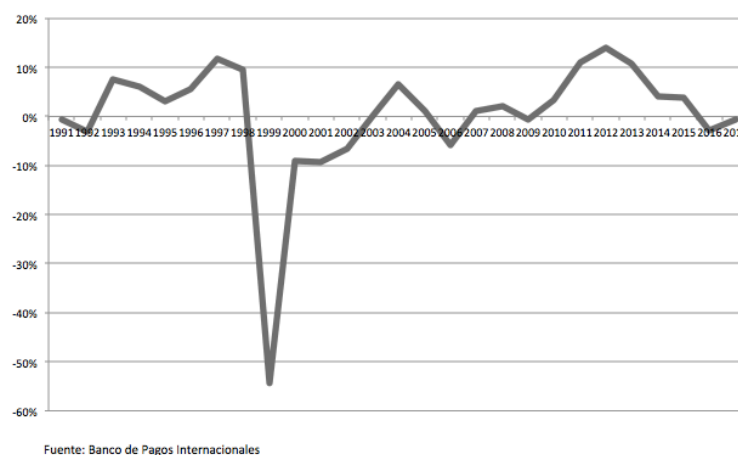


Fuente: Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial para años anteriores a 1993

Este periodo coincide con un boom económico y de crédito que acabó a finales de 1997 con la crisis financiera asiática de dicho año. Existe un amplio consenso en considerar que el desencadenante de este fenómeno fue el proceso de liberalización financiera que comenzó en el país en 1985 y que culminó en 1991: se eliminaron la mayoría de controles sobre los tipos de interés, sobre la asignación de crédito y sobre la entrada de capital, y se redujo el coeficiente legal de caja (Ahuja y Nabar, 2011; Gerlach y Peng, 2005; Goodhart y Hofmann, 2003). Acorde a Pincus y Ramli (1998), a principios de los 90 Indonesia tenía el sistema financiero más liberalizado del mundo.

Esto permitió que los bancos indonesios pudiesen recurrir a ingentes volúmenes de financiación externa y disparar así su crédito: entre 1992 y 1996 la tasa de crecimiento del crédito fue del 24,3% (Haggard y MacIntyre, 1999; Pincus y Ramli, 1998). En el Gráfico 33 podemos comprobar que el crédito creció muy por encima del PIB durante dichos años.

**Gráfico 33. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Indonesia. Datos en porcentaje. 1983-2017**



Buena parte de este nuevo crédito se orientó hacia el sector inmobiliario; de hecho, sólo entre 1995 y 1996 este tipo de crédito aumentó en un 40% (Sharma, 2001). Mientras que los bancos sólo eran modestos financiadores de los hogares, su exposición a los promotores inmobiliarios se situaba entre el 25 y el 40% de los préstamos bancarios. Además, esta exposición se caracterizaba por ratios muy elevados de préstamos sobre el colateral (Haggard y MacIntyre, 1999). Aunque algunos autores como Sharma (2001) consideran que no hubo signos de burbuja inmobiliaria, otros como Bennett (1999) y Pincus y Ramli (1998) hablan de un exceso en el sector de la construcción de carácter especulativo y alimentado por financiación externa.

Esta escalada del crédito se dio conjuntamente con un crecimiento económico muy destacable: entre 1984 y 1996 el PIB creció a una tasa interanual promedio del 6,9% (Suryahadi *et al.*, 2012). No sólo se vio favorecido el sector inmobiliario y el de la construcción: un sector industrial emergente se expandió a una tasa interanual que excedía el 10% entre 1990 y 1995 (Pincus y Ramli, 1998).

Probablemente el extraordinario crecimiento ayude a explicar por qué la crisis que se desató a finales de 1997 –tras unos duros ataques especulativos sobre la moneda nacional, una severa sequía y un aumento desorbitado en los precios de los alimentos– fue la más grave de todas las sufridas en el sudeste asiático, pues dejó una caída anual promedio del PIB del 3% entre 1996 y 1999 (Kenward, 1999; Pincus y Ramli, 1998; Suryahadi *et al.*, 2012). El sistema bancario quedó completamente quebrado, y no se recuperó el nivel del PIB anterior a la crisis hasta 2001 (Haggard y MacIntyre, 1999; Pincus y Ramli 1998).

## 9.2 Análisis econométrico

Los organismos oficiales de Indonesia indican no disponer de datos trimestrales de saldo público para el periodo de interés, por lo que se ha recurrido a construir la serie  $d_t$  trimestralizando la serie anual que ofrece la base de datos de Perspectiva Económica mundial del Fondo Monetario Internacional, añadiendo los valores para los años que faltan de la serie ofrecida por el Banco Mundial. La serie de deuda privada sobre el PIB en frecuencia trimestral ( $s_t$ ) ha sido obtenida de la fuente de datos del Banco de Pagos Internacionales. El periodo de análisis comienza el primer trimestre de 1985, coincidiendo con las primeras medidas de liberalización financiera, y finaliza el último de 1997, cuando estalla la crisis asiática y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que tanto  $s_t$  como  $d_t$  son integradas de orden 1. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM).

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1 y 2 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 32. Prueba de Cointegración de Johansen 1985q1-1997q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	21,54153	20,26184	0,0332
Como mucho 1	5,019092	9,164546	0,2813
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	16,52244	15,89210	0,0398
Como mucho 1	5,019092	9,164546	0,2813

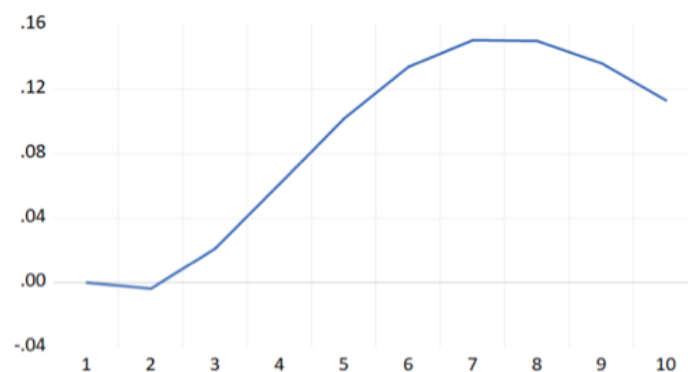
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 33. Estimación del VECM 1985q1-1997q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,015715 [-2,80738]	1,018545
$\alpha$	-0,125139 [-4,19164]	0,478213 [0,54152]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 34. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $d_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 83,38% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas indonesas durante el periodo 1985q1-1997q4, lo que permitió registrar superávit público varios años.

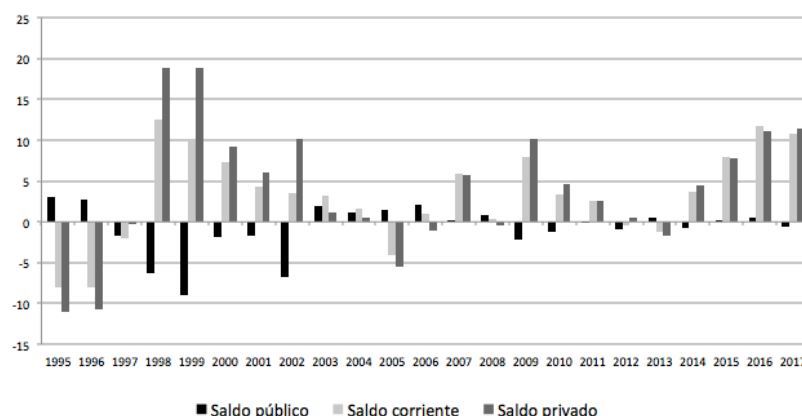
Pero ésa no fue la única vez que Indonesia alcanzó superávit fiscal; también lo hizo en 2005, 2006 y 2008. Acorde al Gráfico 33 parece claro que esto no se debió a una expansión de crédito. Más bien parece que el factor explicativo fundamental es que Indonesia ha gozado de superávit por cuenta corriente desde 1998 hasta 2011, siendo muy elevado algunos años, lo cual a su vez se explica por su reciente estrategia de modelo de crecimiento basado en exportaciones (Haggard y MacIntyre, 1999; Kenward, 1999; Pincus y Ramli, 1998).

## 10. TAILANDIA

### 10.1 *Análisis descriptivo*

En el intervalo temporal de 1995 a 2017 hay algunos años enmarcados en el cuadrante IVd: 1995 y 1996, y los años aislados de 2005 y 2013. En cuanto al primer periodo, nos falta perspectiva para contextualizar la evolución, pues sólo apreciamos una combinación sectorial muy parecida en dichos años, con fuertes déficits privado y por cuenta corriente, que se revierten bruscamente en 1997. En 2005 y 2013 tampoco se puede observar ninguna tendencia clara debido a las fuertes oscilaciones de los tres saldos.

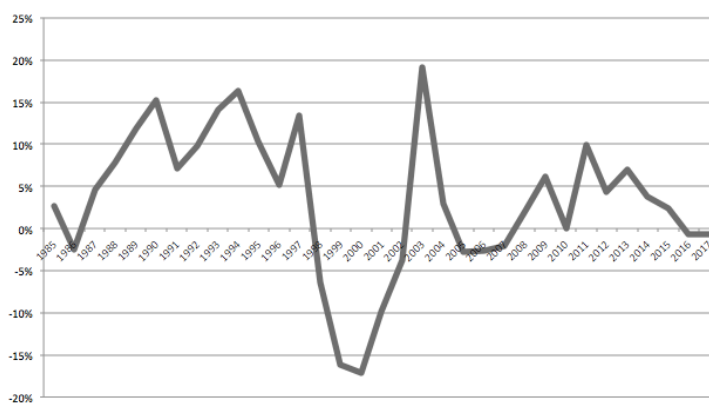
**Gráfico 35. Saldos sectoriales de Tailandia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2017**



Fuente: Fondo Monetario Internacional

El primer periodo coincide con la etapa final del boom de crédito e inmobiliario que experimentó Tailandia y que terminó en 1997 con la famosa crisis asiática, que afectó gravemente a la actividad económica. Este fenómeno no se puede entender sin el proceso de liberalización financiera que experimentó la economía tailandesa durante los años 80 y principios de los 90, pues ello permitió que los bancos locales pudiesen acceder a la financiación externa en enormes cantidades y financiar así la elevada demanda de crédito (Basri y Rahardja, 2011; Dhanani y Hasnain, 2001). El volumen del crédito de los bancos comerciales en porcentaje del PIB aumentó desde el 46,9% en 1986 al 101,5% en 1996, mientras que el del resto de empresas financieras lo hizo desde el 9% al 31,7% durante el mismo periodo (Alba *et al.*, 1999; Masahiro y Takayasu, 2000; Sheng y Kirinpanu, 2000). En el Gráfico 36 se puede observar cómo esta expansión crediticia no ha tenido parangón en la historia reciente del país.

**Gráfico 36. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Tailandia. Datos en porcentaje. 1985-2017**



Fuente: Banco de Pagos Internacionales

Buena parte de este crédito se dirigió de forma creciente al sector de la construcción y al inmobiliario, todo ello en un contexto de elevada escalada de los precios de los activos inmobiliarios, especialmente en la capital (Jansen, 2003).

Durante los diez años que van desde 1987 a 1996 la tasa de crecimiento interanual del PIB fue del 9,4% (Jansen, 2001). Este crecimiento llegó a su fin ya a principios de 2017, pues los dos primeros trimestres arrojaron ya un crecimiento negativo del PIB (Jansen, 2001). En 1998 el PIB real per cápita había caído un 12%, la segunda mayor caída de todos los países asiáticos después de Indonesia (Barro, 2001).

A falta de conocer la combinación sectorial de los años anteriores a 1995, todo parece apuntar que Tailandia responde a un comportamiento distinto del que es objeto este trabajo, pues la mayoría de años de la muestra registra superávit por cuenta corriente. El país podría haber experimentado el mismo proceso que otros como Noruega, Corea o Hong Kong: partiendo de superávit corriente y fiscal, una notable expansión crediticia habría revertido el primer saldo, por lo que lo inusual en este caso sería el déficit por cuenta corriente y no el superávit público.

El año 2005, también encuadrado en el cuadrante IVd, viene precedido de un periodo en el que los saldos corriente y privado se deterioran progresivamente, lo cual es consistente con la escalada de crédito en proporción al PIB entre 2003 y 2004 que apreciamos en el Gráfico 36. No obstante, en este caso dicha expansión de crédito no explicaría la aparición del superávit fiscal, ya que éste ya llevaba registrándose desde 2003. En todo caso, este repunte del crédito contribuiría a explicar que el saldo corriente se volviese negativo, lo cual no es objeto de nuestro trabajo.

El último año situado en el cuadrante IVd es 2013, que también viene precedido de un deterioro del saldo privado y del corriente iniciado en el año 2009. Desde ese año el crédito también comienza a crecer por encima del PIB, por lo que podría estar vinculado. No obstante, al igual que en los casos anteriores, la anomalía no es el surgimiento de superávit público sino del déficit por cuenta corriente y saldo privado, lo cual no es de interés.

Este comportamiento parece explicarse por que Tailandia ha registrado habitualmente superávit por cuenta corriente debido a su modelo de crecimiento orientado hacia las exportaciones (Hewison, 2002; Jansen, 2003; Renaud *et al.*, 1998) por lo que ha contado con más facilidad para alcanzar superávit público que los países que sufren déficit corriente de forma estructural. En consecuencia, Tailandia no habría alcanzado superávit fiscal gracias al aumento del crédito privado.

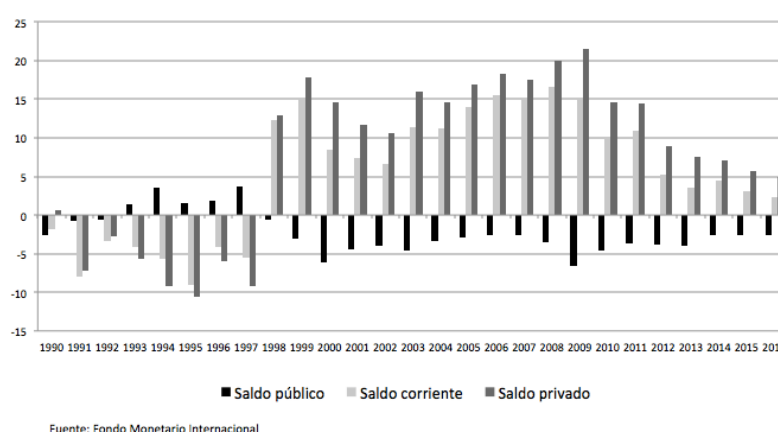
## 11. MALASIA

### 11.1 *Análisis descriptivo*

Cinco años son los que se enmarcan en el cuadrante IVd en el caso de Malasia: los que van desde 1993 hasta 1997. Se aprecia una mejora progresiva del saldo público desde 1990 que se revierte bruscamente en 1998, exactamente lo contrario que le sucede a los saldos privado y corriente aunque en este caso la evolución se aprecia desde 1992.



**Gráfico 37. Saldos sectoriales de Malasia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1990-2016**



Dichos años coinciden con el famoso boom de crédito y bursátil que experimentó el país hasta el estallido de la crisis asiática de 1997. Hay consenso al considerar que dicho boom fue posible gracias a la enorme entrada de capitales que permitió la liberalización de su sistema financiero.

Lo cierto es que Malasia ya aplicaba, desde su independencia en 1957 y debido a su pertenencia al área esterlina, medidas más liberales de lo habitual, especialmente en lo referente a la atracción de inversión extranjera directa (Hewison, 2002; Reinhardt, 2000). Pero fue mitad de la década de los 80 cuando la liberalización del sistema financiero, junto con la del sistema comercial, se intensificó. Malasia había creado en 1972 espacios de libre comercio en su territorio para facilitar la atracción de empresas extranjeras y estimular así una industria orientada a exportaciones, pero los incentivos más generosos (deducciones por beneficios, infraestructuras subvencionadas para empresas de alto componente tecnológico, esfuerzos promocionales agresivos, exenciones en la legislación laboral...) fueron introducidos en 1986 (Umezaki, 2006; Williamson y Mahar, 1998). De forma paralela se potenciaron las privatizaciones: el número de organismos públicos privatizados aumentó desde 2 en 1983 a 72 en 1993 (Athukorala, 2000; Rasiah, 1998).

A principios de los años 80 los residentes fueron libres para colocar sus depósitos en el extranjero, para prestar a no residentes y comprar o invertir más allá de las fronteras nacionales. En 1990 el gobierno lanzó un programa para desarrollar un centro financiero internacional offshore en una de sus islas, permitiendo la entrada y salida de capitales libre de cualquier control y supervisión (Rugayah, 1995; Umezaki, 2006). Se liberalizó la cuenta de capital y se promocionó de forma agresiva la entrada de inversiones en cartera (BNM, 1999a). No obstante, las limitaciones a los bancos extranjeros (muchos de los cuales llevaban operando en el país desde su independencia) permanecieron intactas, y en 1980 se decretó que sólo los bancos locales podían abrir nuevas sucursales. Esto limitó la operativa de los bancos foráneos y provocó que sus depósitos pasaran de suponer el 70% del total a principios de la década de los 80 a suponer el 30% a mediados de 1990, y que el peso de activos bancarios cayese al 16,7% en la víspera de la crisis a pesar de que había superado el 90% en 1957 (Athukorala, 2000).

En Malasia la inversión extranjera directa siempre había sido importante, pero desde mitad de los años 80 comenzó a serlo más: el porcentaje de inversión extranjera directa en inversión doméstica aumentó desde el 10,7% entre 1980 y 1990 a 24,6% entre 1991 y 1993 (Athukorala, 2000; Detragiache y Gupta, 2004; Goldstein, 1998). A partir de los años 90 siguió manteniendo niveles muy elevados, abarcando en ocasiones el 70% del total de la entrada de capitales, por encima del resto de países de la región (Rasiah, 1998; UNCTAD, 1996).

No obstante, desde principios de los años 90 este protagonismo fue compartido con las entradas de capital extranjero al mercado bursátil, que experimentaron un notable boom. Desde niveles insignificantes en 1980, la inversión extranjera de capital de cartera aumentó hasta el 0,7% de la formación de capital fijo en 1992 y hasta el 6,1% en 1993 (Athukorala, 2000; Khoon y Mah-Hui, 2010). En 1996 la entrada de capitales de cartera concentró el 45% del total y, para entonces, la capitalización de la bolsa superaba el 300% del PIB, el nivel más elevado del mundo con diferencia (Dornbusch, 2001; Poon, 1999; Rasiah, 1998).

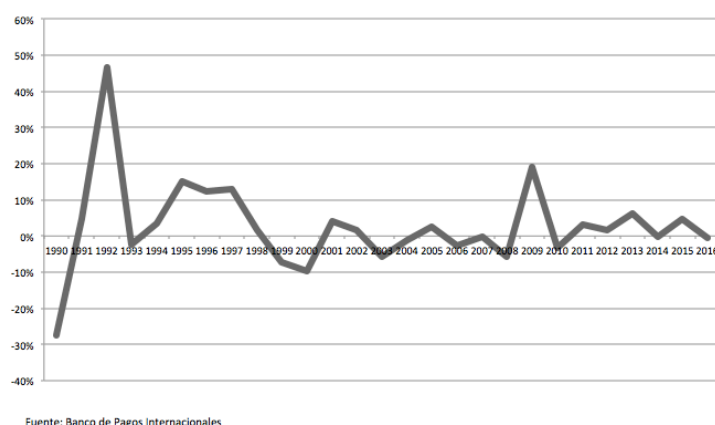
Esta entrada masiva de capitales apreció la moneda local, lo cual vino de la mano de operaciones especulativas por parte de inversores que compraron masivamente activos en dicha moneda. Para evitar un perjuicio en importante en las exportaciones, las autoridades monetarias restablecieron un número determinado de restricciones a la entrada de capitales en enero de 1994. Una vez la presión especulativa se disipó y el tipo de cambio volvió a los niveles de finales de 1993, las restricciones se fueron eliminando gradualmente hasta desaparecer por completo en agosto de 1994 (Athukorala, 2000).

La expansión del mercado de valores vino de la mano del desarrollo del mercado de crédito, porque se dispararon los préstamos para realizar operaciones en la bolsa y también porque las acciones sobrevaluadas eran utilizadas como colateral (Athukorala, 2000; BNM, 1999b; Umezaki, 2006; World Bank, 1996). La tasa de crecimiento interanual del crédito bancario al sector privado fue del 12% durante el periodo comprendido entre 1990 y 1994 y del 26% entre 1994 y 1996. El nivel de crédito sobre el PIB aumentó desde el 85% en 1989 al 160% en 1997, el crecimiento más destacado del sudeste asiático (Athukorala, 2000; Rasiah, 1998). En el Gráfico 38 se puede observar cómo el crédito creció mucho más rápido que el PIB (en un contexto de fuerte crecimiento económico) entre 1991 y 1998 (un fenómeno sin parangón en los años posteriores) –con una interrupción en 1994 debido a los controles de capital que se impusieron ese año (Athukorala, 2000; IMF, 1998; Quigley, 2001; Tang, 2003).

Buena parte del crédito se destinó al mercado inmobiliario: a final de 1996 el crédito a este sector concentraba el 40% del total –aunque se estima que podría llegar al 55% si la clasificación crediticia fuese más detallada- (Umezaki, 2006). Esto era así porque se había gestado un boom en la construcción –que a su vez estimulaba el crédito porque las constructoras tenían acuerdos implícitos de colaboración con entidades bancarias (Athukorala, 2010; Detragiache y Gupta, 2004; Rasiah, 1998; Umezaki, 2006). Este fenómeno empujó al alza los precios de los activos provocando una importante burbuja (Athukorala, 2010; Rasiah, 1998). Esta evolución no pasó desapercibida a las autoridades, que señalaron los riesgos del boom ya en 1994, pero las únicas medidas adoptadas –límites de créditos al sector inmobiliario y bursátil en marzo de 1997–

llegaron tarde y no cambiaron el curso de los acontecimientos (Detragiache y Gupta, 2004; Mohd Daud *et al.*, 2017; Quigley, 2001).

**Gráfico 38. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Malasia. Datos en porcentaje. 1990-2016**



El boom crediticio, bursátil e inmobiliario vino aparejado de un crecimiento económico sin precedentes: entre 1990 y 1996 la tasa media de crecimiento fue del 9,5% (Athukorala, 2000). Pero esta escalada se detuvo a mitad de 1997: la moneda sufrió un potente ataque especulativo, los flujos de capital se revirtieron, la moneda se devaluó fuertemente<sup>45</sup>, y el mercado bursátil sufrió una importante caída, (Detragiache y Gupta, 2004; IMF, 1998; Tang, 2003). Para agosto de 1998, la economía estaba en recesión: el PIB real cayó un 6,7% ese año (Detragiache y Gupta, 2004; Dornbusch, 2001; IMF, 1998; Poon, 1999).

## 11.2 Análisis econométrico

Ningún organismo nacional o internacional dispone de datos de saldo público en frecuencia trimestral anteriores a 1996, por lo que se ha tenido que recurrir a trimestralizar la serie anual ofrecida por la base de datos Perspectiva económica mundial del Fondo Monetario Internacional, construyendo así la serie  $s_t$ . La serie de deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) ha sido obtenida de la base de datos del Banco Internacional de Pagos. El periodo de análisis comienza el primer trimestre de 1990, por ser el primer momento para el que hay datos, y finaliza el último de 1997, cuando la crisis asiática hace mella en el país y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que tanto  $s_t$  como  $d_t$  son integradas de orden 1. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM).

<sup>45</sup> Entre el 7 de julio de 1997 y el 7 de enero de 1998 lo hizo en un 50% con respecto al dólar estadounidense (Athukorala, 2010).

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 2, 3 y 4 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 34. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-1997q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	24,15649	20,26184	0,0138
Como mucho 1	5,968117	9,164546	0,1932
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	18,18837	15,89210	0,0214
Como mucho 1	5,968117	9,164546	0,1932

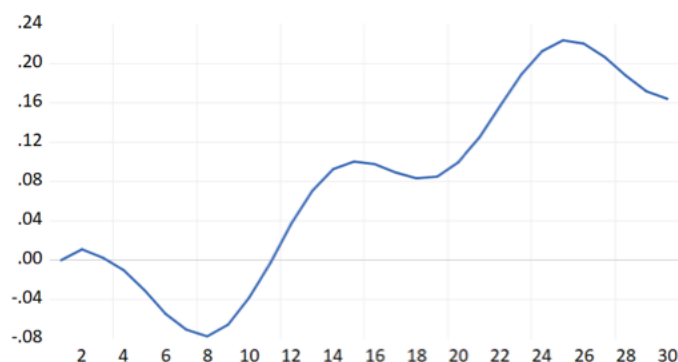
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 35. Estimación del VECM 1990q1-1997q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,022957 [-2,18079]	1,933644
$\alpha$	-0,066343 [-2,20436]	3,256553 [2,29847]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , así como en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, y también al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 39. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $d_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 88,54% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas malayas durante el periodo 1990q1-1997q4, aunque también que el saldo público afecta a la evolución de la deuda privada.

En definitiva, la única vez que Malasia alcanzó superávit público desde su independencia en 1957 (Dornbusch, 2001; IMF, 1998; Khoon y Mah-Hui, 2010) hasta el último año para el que hay datos disponibles (2016) fue durante un extraordinario boom bursátil y de crédito alimentado por una masiva entrada de capitales y que finalizó con una de las crisis más famosas de la historia: la crisis asiática de 1997. Y todo ello a pesar de registrar de forma habitual superávit por cuenta corriente (muy elevado en algunos años).

## 12. FILIPINAS

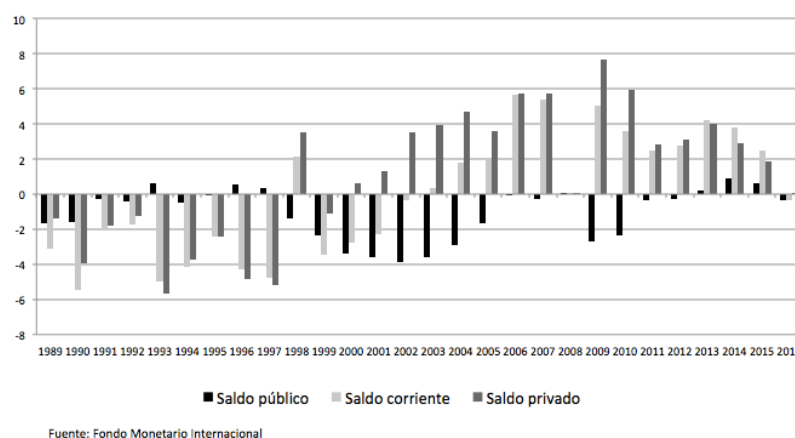
### 12.1 *Análisis descriptivo*

Filipinas presenta tres años en cuadrante IVd: 1993, 1996 y 1997. Aun presentando muchas oscilaciones, se aprecia una tendencia de mejora en el saldo público desde 1989 que se revierte bruscamente en 1998. Le ocurre aproximadamente lo contrario al saldo corriente y saldo privado, aunque en estos casos las oscilaciones son más extremas.

Estos años coinciden con el boom económico que experimentó Filipinas y que precedió a la conocida crisis asiática de 1997 cuyo impacto se hizo notar también en el país. Unos cuantos años antes, a principios de la década de 1980, Filipinas había comenzado a aplicar importantes reformas en su sistema financiero, que estaba fuertemente regulado y controlado por las autoridades públicas. En 1980 se redujo el coeficiente legal de caja, en 1981 se comenzaron a eliminar gradualmente los controles sobre los tipos de interés (lo que finalizó en 1985), en 1983 el Estado dejó de dirigir buena parte del crédito bancario (tal y como había estado haciendo hasta entonces), y también en 1983 se permitió a las instituciones financieras locales competir en varios mercados que antes tenían vetados (Khoon y Mah-Hui, 2010). En consecuencia, el crédito privado comenzó a crecer muy por encima del crecimiento de los depósitos y del PIB (Gráfico 41; Williamson y Mahar, 1998), aunque dicha evolución se detuvo bruscamente en

1984, año en el que estalló una importante crisis bancaria<sup>46</sup> y financiera que duraría hasta 1987 (Williamson y Mahar, 1998).

**Gráfico 40. Saldos sectoriales de Filipinas. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1989-2016**



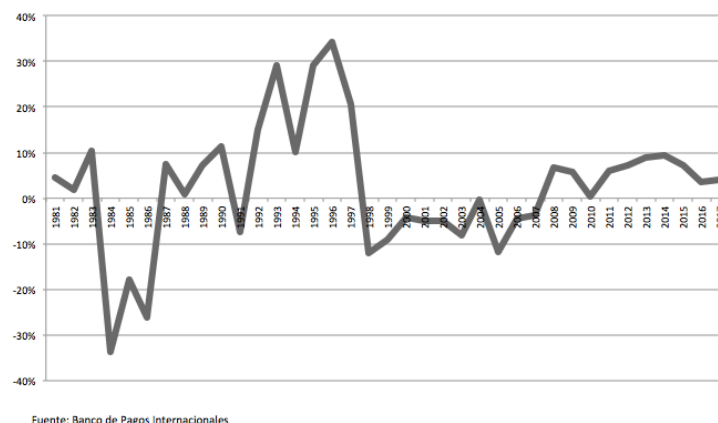
Filipinas aceptó entonces un programa de ayudas por parte del Fondo Monetario Internacional y continuó realizando reformas institucionales de calado que terminaron por liberalizar casi por completo el sistema financiero en los años 90 (Bautista y Lamberte, 1996; Hutchcraft, 1999; Noland, 2000). Entre otras cosas, en 1991 se aprobó una legislación crucial para la entrada de capital extranjero (permitiendo a las empresas extranjeras adquirir la propiedad del 100% en la mayoría de los sectores económicos filipinos), en 1992 se eliminaron todas las restricciones a las transacciones por cuenta corriente y entre 1992 y 1995 se hizo lo propio con casi todas las que afectaban a la cuenta de capital, a partir de 1993 se permitió la entrada de más agentes económicos – locales y extranjeros– y eso potenció la competencia –los establecimientos financieros pasaron de sumar 1.957 en 1990 a 3.175 a final de 1995– y erosionó los beneficios de algunos oligopolios, se privatizaron multitud de empresas públicas entre las que se incluían los bancos –recién nacionalizados durante la crisis anterior– de forma que el porcentaje de los activos bancarios públicos terminó cayendo al 22% en 1996 (IMF, 1987; Noland, 2000; Ringuet y Estrada, 2003).

Todas estas medidas, junto con la incorporación de Filipinas a la Organización Mundial del Comercio y los constantes acuerdos con el Fondo Monetario Internacional, así como los bajos tipos de interés en países desarrollados, explican que el país viese crecer con fuerza la entrada de capitales (Bautista y Lamberte, 1996; Bekaert y Harvey, 1998; Hutchcraft, 1999; Williamson y Mahar, 1998). No obstante, estos capitales no llegaron en forma de inversión extranjera directa (que se mantuvo en unos niveles muy reducidos) sino en forma de capital de cartera, cuya existencia había sido prácticamente insignificante hasta entonces: entre 1990 y 1996 la inversión de cartera aumentó desde 156 millones de dólares a 6.900 (Nagayasu, 2001; Ringuet y Estrada, 2003). Esto provocó una fuerte escalada en los precios de las acciones a partir de 1993 que llegó a su pico en 1997 (Albuero, 1998; Bautista y Lamberte, 1996; Milo, 1996). Por otro lado, aunque a mucha menor escala, Filipinas también vio aumentar su flujo de remesas recibidas durante este periodo (Albuero, 1998; Bautista, 2003; Noland, 2000).

<sup>46</sup> Tres bancos comerciales, 128 bancos rurales y 32 instituciones de ahorro quebraron durante dichos años (Williamson and Mahar, 1998).

La mayor captación de financiación externa permitió a los bancos incrementar el volumen de créditos concedidos, algo que hicieron tras superar la crisis de 1987 pero sobre todo a partir de 1992, provocando un importante boom crediticio que ha sido constatado por numerosos estudios<sup>47</sup>. La tasa de crecimiento anual del crédito se situó por encima del 20% durante casi todos los años y llegó a superar el 50% en 1996, haciendo que el volumen de crédito total al sector privado en porcentaje del PIB se duplicase entre 1990 y 1997 (Noland, 2000). En el gráfico 41 se puede observar cómo dicho crecimiento del crédito es claramente extraordinario durante este periodo en concreto.

**Gráfico 41. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Filipinas. Datos en porcentaje. 1981-2016**



Fuente: Banco de Pagos Internacionales

Entre el 15% y el 25% de este nuevo crédito se dirigió al sector inmobiliario y a la construcción, un porcentaje destacable pero inferior al de otras economías de la región durante el mismo periodo (Albuero, 1998; IMF, 1999b; Noland, 2000; Radelet y Sachs, 1998). No obstante, ello no impidió que los precios de los activos inmobiliarios aumentaran a un ritmo muy superior al habitual (Jalilian y Reyes, 2010; Noland, 2000).

La economía también experimentó un crecimiento notable pero inferior al del resto de países de la región: desde 1992 la tasa de crecimiento anual rondó el 5% (Albuero, 1998). Ello estimuló fuertemente la recaudación impositiva, que se vio a su vez acompañada por una importante fuente de ingresos derivados de las privatizaciones, especialmente entre 1993 y 1997 cuando la recaudación no impositiva fue un punto porcentual del PIB superior a lo normal (Hutchcraft, 1999; IMF, 1999b; Ringuet y Estrada, 2003). Esto podría explicar el superávit inicial y aislado de 1993.

Pero la crisis asiática puso fin a esta evolución: a mediados de 1997 la entrada de capitales se detuvo, la concesión de créditos comenzó a congelarse, la bolsa inició una caída que sería del 25% en sólo seis meses, y el PIB pasó de crecer al 5% en 1997 a contraerse un 0,5% en 1998 (Bautista y Lamberte, 1996; Diokno, 2008). No obstante, esta caída fue mucho menos intensa que la del resto de países afectados por la crisis asiática. Esto se explica porque el boom en Filipinas había comenzado más tarde de la cuenta ya que a mitad de los años 80 había experimentado una importante crisis financiera que no sólo lo había retrasado todo sino que había actuado como un

<sup>47</sup> Ver epígrafe 3 del Capítulo 4.

recordatorio de lo peligroso que es estimular fenómenos de endeudamiento, aumentando así la precaución de las autoridades y del resto de agentes económicos (Bautista, 2003; Hutchcraft, 1999; IMF, 1999b; Noland, 2000).

## 12.2 *Análisis econométrico*

La serie de saldo público sobre el PIB en frecuencia trimestral ( $s_t$ ) ha sido construida a partir de los datos de saldo público en valores absolutos del Ministerio de Finanzas de Filipinas y los de PIB de la base de datos Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. La serie de deuda privada sobre el PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) ha sido construida a partir de los datos de deuda privada en valores absolutos del Banco Central de Filipinas y los de PIB de la base de datos Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional, pero como sólo hay datos desde el primer trimestre de 1993 los anteriores han sido obtenidos trimestralizando la serie anual ofrecida por el Banco de Pagos Internacionales. El periodo de análisis comienza el primer trimestre de 1987, primer momento para el que hay datos disponibles (y además coincide con el momento inmediatamente posterior a la primera crisis bancaria mencionada), y termina el último trimestre de 1997, cuando estalla la crisis asiática y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es estacionaria mientras que  $d_t$  tiene una raíz unitaria. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM), utilizando la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos el retardo 1 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 36. Prueba de Cointegración de Johansen 1987q1-1997q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	23,11642	20,26184	0,0197
Como mucho 1	4,877675	9,164546	0,2971
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	18,23875	15,89210	0,0210
Como mucho 1	4,877675	9,164546	0,2971

La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

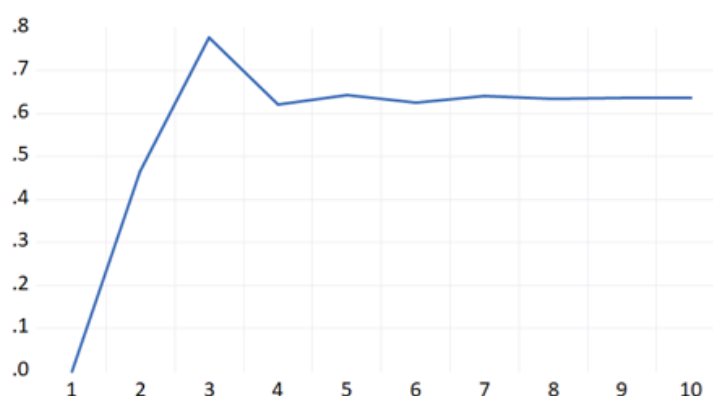


**Tabla 37. Estimación del VECM 1987q1-1997q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-1,195377 [-4,05729]	2,053776
$\alpha$	-0,758730 [-3,78373]	0,205105 [1,63228]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 42. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 36,30% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, aún con cierta cautela podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas filipinas durante el periodo 1987q1-1997q4.

En definitiva, el superávit fiscal alcanzado por Filipinas durante algunos años en la década de los 90 coincidió con un extraordinario boom crediticio que finalizó en una crisis financiera. El país volvería a registrar superávit público en 2008 y a partir de 2013, pero en esta ocasión acompañado de un notable superávit por cuenta corriente apenas conocido hasta el año 2003, lo que sugiere un cambio productivo y exportador importante en la economía filipina.

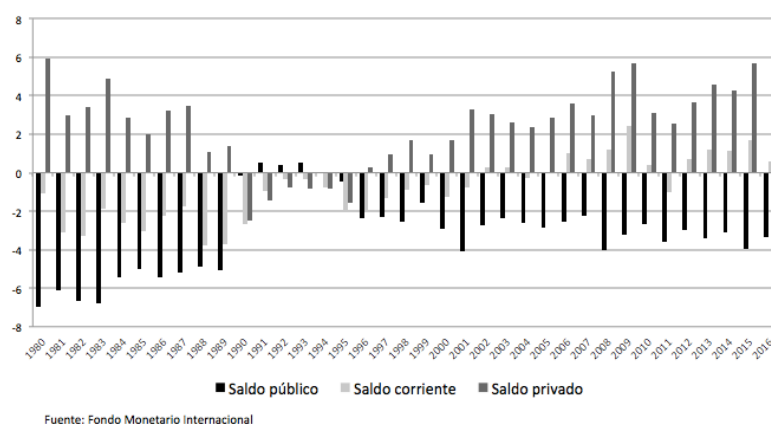
## 13. BANGLADÉS

### 13.1 Análisis descriptivo

De toda la serie histórica que abarca desde 1980 a 2016 Bangladés presenta sólo cuatro años en cuadrante IVd: de 1991 a 1994. A pesar de producirse una leve mejora del saldo público desde 1983, es en 1990 cuando el saldo mejora bruscamente –en más de 5 puntos porcentuales del PIB–, haciéndolo de forma inversa los otros dos saldos aunque

con menor intensidad. Este súbito cambio se repite también en 1995 en sentido inverso, pero también de forma menos destacada.

**Gráfico 43. Saldos sectoriales de Bangladesh. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016**



La anomalía que suponen estos repentinos cambios conduce a buscar una explicación extraordinaria. Por un lado, constatamos que la fuente de datos del Banco Mundial no ofrece datos desde 1990 a 1994 en el caso del saldo público (en el caso de la cuenta corriente ni siquiera ofrece datos), mostrando un importante vacío en toda la serie histórica, sin ofrecer explicación alguna. Por otro lado, tanto la web del ministerio de Finanzas del Estado bangladés como los estudios económicos existentes sobre el país no señalan la existencia de ningún superávit público durante los años correspondientes, sino que muestran déficits públicos (y superiores al 2% del PIB excepto en 1993) (Alburo, 1998; Hutchcraft, 1999; IMF, 1999b; Ringuet y Estrada, 2003). Esto nos lleva a pensar en la posibilidad de que haya un error en los datos ofrecidos por el Fondo Monetario Internacional o en que se produjo una revisión de los datos (debido, por ejemplo, a la decisión de incluir las cuantiosas ayudas extranjeras de desarrollo que recibió Bangladesh durante dichos años<sup>48</sup>).

Sea como fuera, lo cierto es que la literatura existente no referencia ninguna expansión de crédito destacada durante esos años ni en los inmediatamente anteriores (de hecho, algunos estudios apuntan a un boom de crédito entre 1994 y 1996 (Islam y Biswas, 2005; Rahman, 2009), que es algo que también sugiere el Gráfico 44, justo después de los años en cuadrante IVd, lo que no se ajusta en absoluto a nuestra hipótesis de trabajo), ni tampoco una crisis económica o bancaria posterior (de hecho, los años de cuadrante IVd coinciden con una crisis bancaria —ubicada entre 1987 y 1996<sup>49</sup> (Dell’Ariccia *et al.*, 2016; Mahmud *et al.*, 2008) —), lo que tampoco es coherente con nuestros planteamientos.

Lo que sí encaja de alguna forma con el resto de casos analizados es que durante los años anteriores se aplicaron en Bangladesh medidas de liberalización financiera y

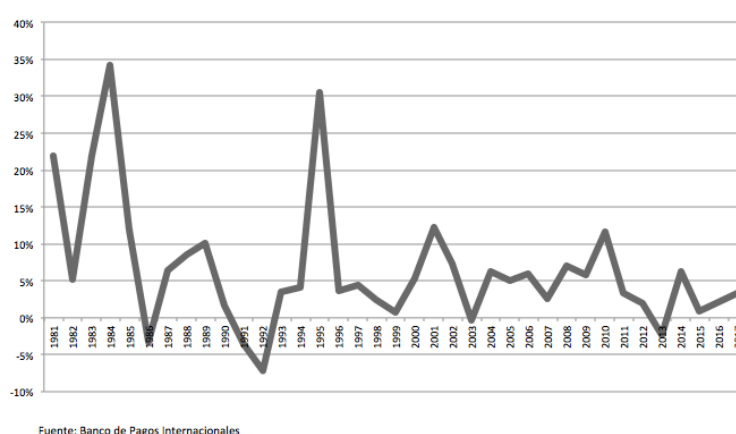
<sup>48</sup> Bangladesh, por ser una de las economías más pobres del mundo, recibió desde su independencia en 1971 y el año 2000 un total de 35.000 millones de dólares en ayuda extranjera, incluyendo préstamos y subsidios (GOB, 2000; Quazi, 2005).

<sup>49</sup> Ya en 1987 cuatro bancos que concentraban el 70% de todo el crédito tenían una tasa de morosidad del 20% y se podía considerar que todo el sistema bancario estaba insolvente, pero el Estado impidió las quiebras (Caprio and Klingebiel, 2022).

bancaria —de hecho fue el primer país del sudeste asiático en hacerlo (Caprio y Klingebiel, 2022; Noy, 2004) que transformaron por completo una economía fuertemente regulada por el Estado<sup>50</sup> (Chowdhury). Concretamente, y siguiendo las recomendaciones del Fondo Monetario Internacional y del Banco Mundial, desde 1980 se privatizaron bancos, se liberalizaron los tipos de interés, se eliminaron límites al crédito, se facilitó la entrada de capitales, se crearon zonas especiales para las empresas extranjeras, se desarrolló el mercado de capitales y se modernizó el sector bancario (Bahar, 2009; Mollik y Bepari, 2009; Watanagase, 1990). No obstante, no todos los bancos públicos se privatizaron (5 se mantuvieron bajo propiedad del Estado y siguieron rigiéndose bajo sus directrices, y en 1995 todavía concentraban el 62% de los activos totales (Bhattacharya y Chowdhury, 2003; Houqe y Kabir, 2006; Hye y Islam, 2013; Mollik y Bepari, 2009)) y la aparición del capital extranjero no fue muy notable (aunque 9 de los 30 bancos eran extranjeros) (Bahar, 2009). Según algunos autores muchas medidas liberalizadoras quedaron sin aplicar al menos hasta la década de los 2000 (Bahar, 2009; Hye y Islam, 2013; Mollik y Bepari, 2009).

También es llamativo que se produjese una expansión importante del crédito desde 1983 hasta 1990, tal y como se puede ver en el Gráfico 44 y como referencian algunos estudios<sup>51</sup> (Mahmud *et al.*, 2008; Noy, 2004).

**Gráfico 44. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Bangladés. Datos en porcentaje. 1981-2017**



En cualquier caso, dicha expansión crediticia se interrumpió en 1990, que es justo cuando Bangladés comenzó a registrar superávit público según los datos del Fondo Monetario Internacional, lo que tampoco resulta muy coherente con nuestra hipótesis. Por otro lado, el crecimiento económico entre 1988 y 1994 no fue destacado, pues las tasas interanuales se situaron entre el 2% y 4%, un nivel ligeramente superior a los años anteriores pero inferiores a los posteriores (Ahmed, 2005; Arena *et al.*, 2015; Gourinchas *et al.*, 1999; Mahmud, 2004). Además, no se produjo ninguna burbuja inmobiliaria pues los precios de los activos se mantuvieron relativamente estables.

<sup>50</sup> Entre otras cosas, todos los bancos eran estatales, el crédito se utilizaba para financiar los gastos de las empresas públicas y del Estado, y los tipos de interés eran fijos (Mollik and Bepari, 2009).

<sup>51</sup> En dicha expansión crediticia los microcréditos también jugaron un papel destacado (Goetz and Gupta, 1996; Mahmud *et al.*, 2008; Shilpi, 2005; Zaman, 2005).

Quizás un fenómeno que podría ayudar a explicar el extraordinario salto del saldo público en 1991 es que en dicho año se estableció por primera vez el Impuesto de Valor Añadido (que sustituía a un impuesto similar), incrementando notablemente la recaudación: los ingresos se dispararon desde el 6,7% del PIB en 1990 al 8,6% en 1991 (Chowdhury; Mahmud, 2004; Rana y Wahid, 2017).

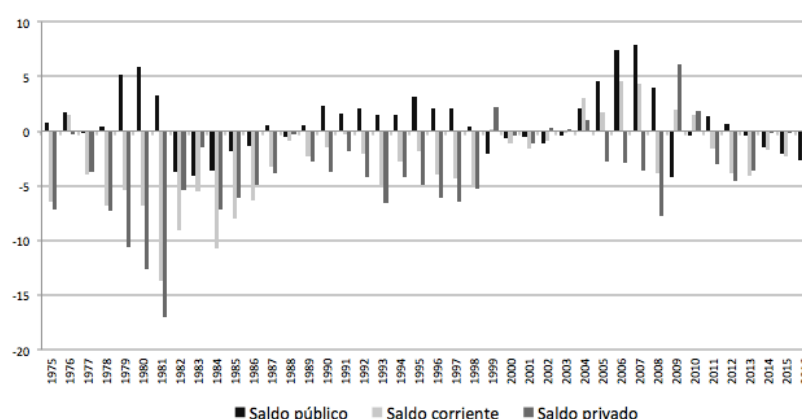
En cualquier caso, la evidencia disponible no apunta en la dirección habitual: no parece que la mejora del saldo público se explique fundamentalmente por una expansión crediticia. Además, la única fuente de datos que muestra superávit público entre los años 1991 y 1994 es la del Fondo Monetario Internacional, por lo que consideramos problemático darlos por válidos sin tener más información al respecto. En consecuencia, no tiene sentido incorporar a nuestro análisis el caso de Bangladesh ya que podría no haber logrado superávit público durante el periodo muestral.

## 14. CHILE

### 14.1 *Análisis descriptivo*

Tal y como se puede apreciar en el Gráfico 45, Chile presenta muchos años en el cuadrante IVd divididos en cuatro periodos: desde 1975 a 1981 (exceptuando 1976 y 1977); desde 1987 a 1998 (exceptuando 1988); en 2008, y en 2011 y 2012. El primer periodo está caracterizado por una mejora tendencial del saldo público que se revierte en 1982 y por un deterioro muy intenso del saldo privado y del saldo por cuenta corriente. Durante los años del segundo periodo el saldo público se mantiene superavitario en torno al 2% del PIB, mientras que los saldos privado y corriente se sitúan crecientemente en déficit hasta que en 1999 ambos pasan a números positivos. El tercer periodo corresponde a un año aislado y testimonial, cuya combinación sectorial no guarda coherencia con los años adyacentes mientras que el cuarto periodo viene precedido por un superávit por cuenta corriente, por lo que no se ajustaría a nuestro objeto de estudio.

**Gráfico 45. Saldos sectoriales de Chile. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1975-2016**



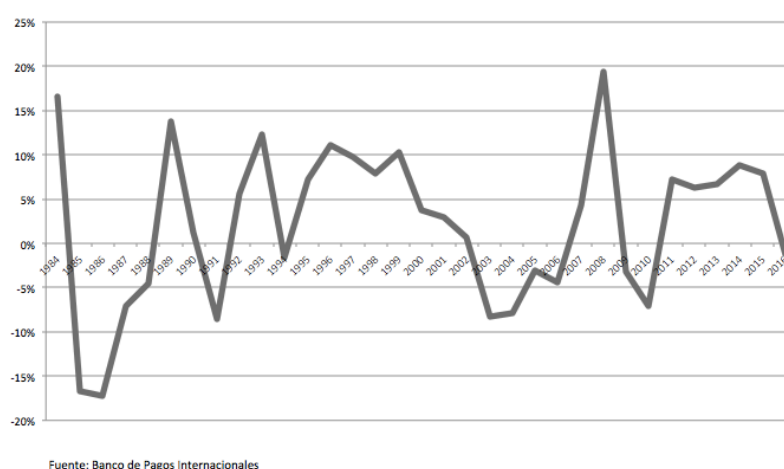
Fuente: Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial para años anteriores a 1990

Chile también llevó a cabo una importante liberalización del sistema financiero y otras medidas desreguladoras y privatizadoras, pero la diferencia es que fue entre 1973 y 1979, varios años antes de que lo hicieran el resto de economías vecinas. Aquella mayor

apertura desencadenó un potente ciclo financiero expansivo que finalizó con una rápida crisis bancaria en 1982 (Hossain, 2013; Mahmud *et al.*, 2008; McMarten, 2005). Tras unos años de crisis, Chile siguió profundizando en sus medidas liberalizadoras y volvió a repetir un periodo de importante crecimiento económico que esta vez se extendería hasta 1998, año en el que notaría el impacto de la crisis asiática de 1997 y de la rusa de 1998 (Bergoeing *et al.*, 2002a; Cowan y De Gregorio, 2005; Johnston *et al.*, 1997).

En el Gráfico 46 podemos ver que la mayoría de los años del segundo periodo (no hay datos para el primero) están caracterizados por registrar un notable incremento del crédito por encima del PIB; las excepciones son 1990, 1991 y 1994.

**Gráfico 46. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Chile. Datos en porcentaje. 1984-2016**



La tasa promedio de crecimiento anual del PIB fue del 7,1 entre 1986 y 1997 y del 7% entre 1990 y 1997, la más elevada de América Latina (Caballero *et al.*, 2005; Johnston *et al.*, 1997; Lukauskas y Minushkin, 2000). Durante estos años el crédito creció con mucha fuerza: pasó desde el 35% del PIB en 1990 al 66% en 1998, con tasas interanuales que llegaron a ser incluso del 20,6% en 1998, aunque esta expansión fue menos intensa que la de a principios de los años 80, pues entonces el ratio sobre el PIB superó el 80% (Bergoeing *et al.*, 2002b; Calvo y Talvi, 2005; IMF, 2000). Además, también creció con mucha fuerza el consumo, las importaciones y los precios de la tierra, de las viviendas y del mercado de valores (Bergoeing *et al.*, 2002a; Cowan y De Gregorio, 2005; IMF, 2000). Las exportaciones, en cambio, crecieron menos en parte porque los precios del cobre, producto crucial en la industria exportadora chilena, fueron reducidos durante este periodo (Calvo y Talvi, 2005; Idrovo y Lennon, 2013; IMF, 2000).

En 1998 turbulencias en el mercado financiero internacional por la crisis asiática afectaron muy negativamente a la entrada de capitales extranjeros y además ejercieron mucha presión sobre el peso. En 1998 las autoridades monetarias aumentaron los tipos de interés para que el tipo de cambio no se derrumbase, y eso asestó un golpe importante a la evolución del crédito (Bergoeing *et al.*, 2002a). Además, en 1998 los precios del cobre cayeron bruscamente. En consecuencia, en 1999 el PIB real cayó por primera vez desde 1984, concretamente un 1%, aunque no hubo una crisis financiera y en poco tiempo volvió a presentar tasas de crecimiento positivas (IMF, 1999c, 2000). A pesar

de que el crédito siguió aumentando, lo hizo a tasas interanuales mucho más reducidas (2,9% en 1999), y además se aplicaron políticas fiscales expansivas para compensar la caída de la actividad económica y el aumento del desempleo. Debido a todo ello, el superávit fiscal se convirtió en déficit público del 2% sobre el PIB en 1999 (Calvo y Talvi, 2005; Cowan y De Gregorio, 2005; IMF, 1999c).

El año 2008 también se enmarca en el cuadrante IVd, y también coincide con un fuerte repunte del crédito sobre el PIB que comienza en 2007, pero lo que explica esta nueva combinación sectorial es el brusco deterioro del saldo corriente como consecuencia del hundimiento del precio del cobre en 2008 producido por la crisis internacional. En el año 2009 no sólo recupera este precio y mejora el saldo comercial, sino que además la caída de la actividad económica hace disparar el déficit público a través de los estabilizadores automáticos (Calvo y Talvi, 2005; IMF, 2000).

Los años 2011 y 2012 también coinciden con un importante crecimiento del crédito, pero éste se extiende más allá del fin del superávit fiscal (y por lo tanto cuadrante IVd), que se debe a su vez al deterioro del saldo corriente derivado del hundimiento de los precios del cobre y del debilitamiento de la actividad económica de Chile (IMF, 2009b).

En cualquier caso, Chile también logró registrar superávit fiscal otros años distintos a los enmarcados en el cuadrante IVd (2004 a 2007) mientras gozaba de un holgado superávit por cuenta corriente derivado a su vez del extraordinario boom en el precio del cobre de esos años (explicado a su vez por la creciente demanda de China). Esto demuestra que Chile ha sido capaz de registrar superávit fiscal sin necesidad de experimentar una expansión del crédito. Esta destacada volatilidad del saldo por cuenta corriente dificulta encontrar un vínculo entre crecimiento del crédito y superávit fiscal en la economía chilena. No obstante, probaremos a hacer el análisis econométrico para el primer periodo mencionado por ser el más prolongado e importante.

#### 14.2 *Análisis econométrico*

No se han conseguido datos en frecuencia trimestral para el saldo público, por lo que se ha procedido a trimestralizar los datos anuales de la base de datos de Perspectiva económica mundial del Fondo Monetario Internacional y de la base de datos del Banco Mundial (para años anteriores al año 1990), obteniendo así la serie  $s_t$ . La serie de deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) ha sido obtenida de la base de datos del Banco de Pagos Internacionales. Puesto que no hay datos anteriores a 1983 el primer periodo señalado no podrá ser abordado. Tampoco serán analizados los periodos correspondientes a los años 2008, 2001 y 2011. Por lo tanto, el período de análisis se comienza el primer trimestre de 1983 por coincidir con el primer dato disponible y finaliza el último trimestre de 1998, cuando la crisis asiática y rusa impactan en el país y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  tiene una raíz unitaria mientras que  $d_t$  tiene dos. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM), utilizando la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha[\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas, y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos el retardo 1, 2, 3, 4, 5 y 6 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables no están cointegradas entre sí, por lo que no presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 38. Prueba de Cointegración de Johansen 1983q1-1997q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5, 6 a 6**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	28,24748	12,32090	0,0001
Como mucho 1	1,265636	4,129906	0,3043
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	26,98184	11,22480	0,0001
Como mucho 1	1,265636	4,129906	0,3043

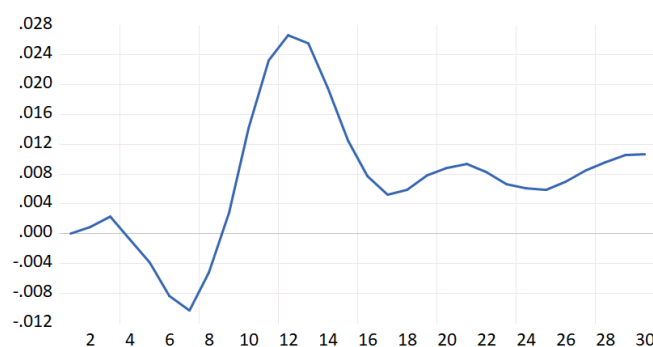
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 39. Estimación del VECM 1983q1-1997q4**

	s	d
$\beta$	1,0000	-0,389348 [-5,36059]
$\alpha$	-0,004192 [-0,45697]	2,950756 [5,00664]

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, mientras que el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$  es negativo pero no significativo. Por su parte, el coeficiente  $\alpha$  en la variable  $d_t$  es significativo, por lo que el modelo tiende a señalar que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero también al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 47. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 88,44%, estando los residuos correspondientes a algunos retardos correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, con cierta cautela podríamos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados indican que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas chilenas durante el periodo 1983q1-1997q4, aunque el saldo público también habría afectado significativamente a la evolución de la deuda, lo cual no es de extrañar habida cuenta de que el saldo público estuvo en superávit 10 años consecutivos.

## 15. PERÚ

### 15.1 *Análisis descriptivo*

En el intervalo temporal de 1977 a 2017 Perú presenta algunos años en el cuadrante IVd, divididos en dos etapas: 1996 y 1997, y desde 2008 a 2013 (exceptuando 2009). En la primera de ellas se observa una rápida mejora de las cuentas públicas desde 1992 hasta alcanzar un intenso superávit en 1996. Durante esos años el déficit por cuenta corriente y privado se agudizan. En 1997 los tres saldos comienzan a revertir su evolución hasta que en 1999 el saldo público vuelve a un profundo déficit, el saldo por cuenta corriente se reduce notablemente, y el déficit privado casi desaparece. Centrándonos en la segunda etapa, desde el año 1999 se aprecia una mejora del saldo público que se convierte en superávit en 2006 prolongándose hasta 2013 con un fuerte altibajo en 2009, un comportamiento opuesto al del saldo privado y corriente, que se deterioran intesamente durante dichos años, también con la interrupción en 2009.

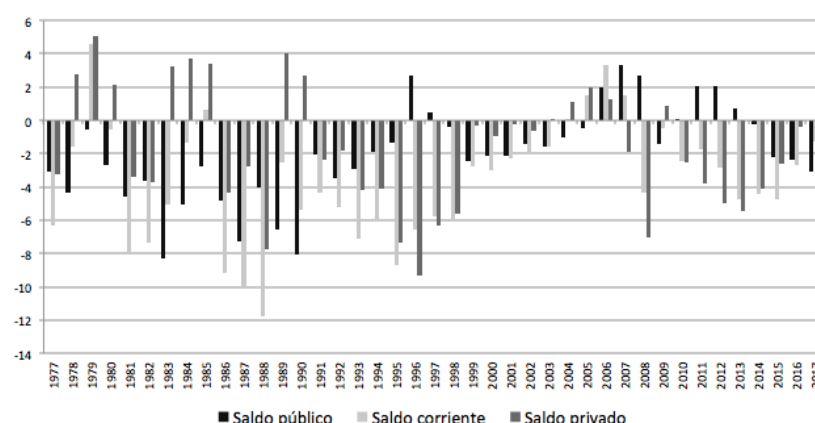
Acorde a la literatura académica la primera etapa señala coincide con el final de un proceso de importante expansión económica y crediticia que finalizó en 1998 debido al fenómeno El Niño y al impacto de la crisis asiática de 1997 y –especialmente– de la rusa de 1998 (IMF, 2014).

Dicho proceso se inició a partir de 1990, justo después de que el país atravesara una dramática crisis económica que desembocó en un episodio hiperinflacionario (Berróspide y Dorich, 2002; Rozenberg, 2000). A partir de ese año se comenzaron a aplicar una serie de reformas estructurales orientadas a estabilizar la economía y a liberalizar todos los espacios de la economía, incluyendo el sistema financiero y bancario. Se estableció un sistema de flotación administrada, se eliminaron los controles en el mercado cambiario, se privatizaron empresas públicas (pasaron de ser



210 a finales de los años 80 a sólo 26 en 1998 (Chanduví, 1998; Gonzales de Olarte, 1998; Marchini, 2004)), se eliminaron los controles sobre los tipos de interés, se amplió el margen de maniobra de los bancos, se liberalizó la cuenta de capitales permitiendo el movimiento libre de capitales entre el país y el resto del mundo... (Roca, 1997; Rojas, 1999). El sistema bancario sufrió una importante reestructuración y el número de bancos aumentó hasta 25, siendo tres de ellos de gran tamaño (Dziobek y Pazarbasioglu, 1997; Gonzales de Olarte, 1998; Marchini, 2004).

**Gráfico 48. Saldos sectoriales de Perú. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1977-2017**



Fuente: Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial para años anteriores a 2000

Esta transformación institucional fue acompañada de una fuerte entrada de capitales: mientras que entre 1970 y 1990 entraron en el país una media de 650 millones de dólares al año, entre 1991 y 1998 dicha cifra se multiplicó por más de seis (Marchini, 2004). Sólo en concepto de privatización de empresas públicas (en los sectores de telecomunicaciones, energía eléctrica, minería y petróleo, pesca, industria, transporte y banca), Perú ingresó 650 millones de dólares entre 1992 y 1996 (Rojas, 1999). El valor del stock de inversión extranjera directa se multiplicó por diez entre 1991 y 1998 (Rozenberg, 2000). La inversión en cartera también creció con fuerza, pero sólo a partir de 1993 (antes de ese año había sido prácticamente insignificante), destacando la extranjera, que pasó de suponer el 1% de la capitalización de la bolsa al 21% en 1996 (Rojas, 1999).

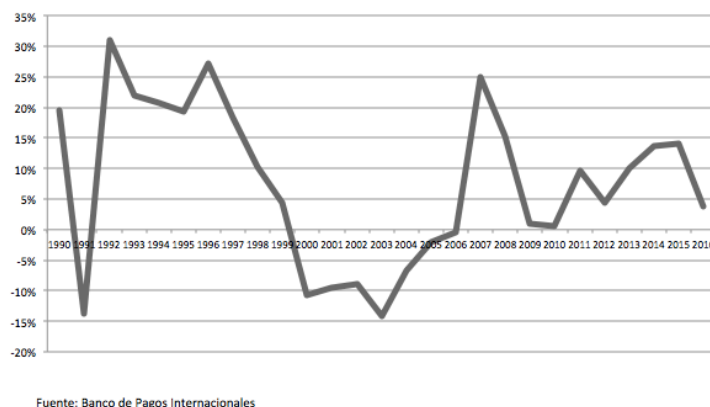
La elevada disponibilidad de fondos externos permitió a las instituciones financieras locales incrementar holgadamente el crédito a familias y empresas, que pasó de suponer un 9,3% del PIB en 1991 a 24,6% en 1997, un crecimiento aproximado del 130% (Rojas, 1999). Tal y como se puede ver en el Gráfico 49, el crédito creció muy por encima del PIB desde 1992 a 1998, con unos niveles que no volvió a registrar.

Dicho crédito fue otorgado mayoritariamente en moneda extranjera, que creció desde un 5,6% a un 23,3% desde 1991 a 1999, llegando a suponer el 82% del total (Marchini, 2004; Rojas, 1999; Velarde y Rodríguez, 2001).

El sector de la construcción también registró importantes tasas de crecimiento: del 23% entre 1993 y 1995 de media y del 14,9% en 1997. Esto permite explicar que los precios de los activos inmobiliarios escalaran rápidamente durante estos años (Velarde y

Rodríguez, 2001). También aumentaron los precios de las acciones: un 528% sólo entre diciembre de 1991 y diciembre de 1994 (Velarde y Rodríguez, 2001).

**Gráfico 49. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Perú. Datos en porcentaje. 1990-2016**



Este proceso fue acompañado de un fuerte crecimiento económico: entre 1993 y 1996 el PIB registró una tasa promedio anual del 7,2%, aunque esta evolución fue muy errática (por ejemplo, en 1994 el crecimiento llegó a ser del 12,8% mientras que en 1996 fue del 2,5%). Después de Chile, se trató del crecimiento más destacado de toda la región latinoamericana (Marchini, 2004; Velarde y Rodríguez, 2001).

Tal y como se ha señalado anteriormente, este proceso llegó a su fin debido a dos shocks externos: el fenómeno El Niño y las crisis asiática y rusa (Rojas, 1999; Velarde y Rodríguez, 2001). El grifo externo se cerró y por lo tanto, también lo hizo el crédito al sector privado (Berróspide y Dorich, 2002; Rozenberg, 2000). La moneda se devaluó un 5,1% en 1997 y un 15,4% en 1998, y las reservas internacionales se hundieron un 9,7% (Berróspide y Dorich, 2002; Rojas, 1999; Rozenberg, 2000). La inversión extranjera en cartera fue la más afectada: cayó fuertemente en el segundo semestre de 1997, aunque en buena medida se debió a la caída de la bolsa: un 16% en el segundo semestre de 1997 (Rozenberg, 2000; Velarde y Rodríguez, 2001). Además, la demanda de los principales minerales de exportación del país se hundió, afectando seriamente a la economía (Rojas, 1999; Rozenberg, 2000; Velarde y Rodríguez, 2001).

En consecuencia, el PIB cayó, aunque sólo lo hizo un 0,4% en 1998 y ya en 1999 se recuperó en un 1,4% (Rozenberg, 2000). A pesar de no ser muy dramática la caída, el sector bancario afrontó serias dificultades y tuvo que ser intervenido y parcialmente liquidado por el Estado (Velarde y Rodríguez, 2001).

Con respecto al segundo periodo en el que Perú atraviesa el cuadrante IVd, resulta clave señalar que alcanza superávit fiscal registrando antes superávit por cuenta corriente, lo que demuestra que no se encuentra en el típico caso de estudio. Este superávit por cuenta corriente no es habitual en Perú: se debió al boom de precios de materias primas experimentado a partir de 2005 al calor del crecimiento de China, que disparó las exportaciones peruanas de recursos minerales y petroleros (Velarde y Rodríguez, 2001).

Que el superávit por cuenta corriente facilitara la consecución del superávit fiscal no quita que Perú registrase una nueva expansión crediticia (Bacigalupo y Bacigalupo, 2009; Herrera, 2017), aunque lo hizo a partir de 2007, un año después de alcanzar superávit fiscal. El tipo de crédito protagonista fue el orientado al consumo, que llegó a registrar tasas interanuales superiores al 40% (Guarín *et al.*, 2014; Tovar *et al.*, 2012). Además, de forma paralela Perú vio crecer intensamente los precios de sus activos inmobiliarios (Bacigalupo y Bacigalupo, 2009). Tal y como se puede ver en el Gráfico 49, esta expansión crediticia se extendería hasta 2015 tras realizar una pausa en 2009 y 2010.

Resulta llamativo constatar que a mitad de este periodo, concretamente en 2008, el saldo por cuenta corriente volviese a ser deficitario. Esto se debió a la caída de los precios de materias primas como consecuencia de la crisis internacional (Hansen y Sulla, 2013; López, 2018). A pesar de que este déficit por cuenta corriente se mantuvo, siguió registrando superávit fiscal (exceptuando 2008 también debido al impacto de la crisis). Esto nos sugiere que, aunque Perú no necesitó experimentar una expansión de crédito para alcanzar superávit fiscal, sí que éste ayudó a mantenerlo unos cuantos años más.

## 15.2 *Análisis econométrico*

No existen datos de saldo público en frecuencia trimestral anteriores al año 2006, por lo que se ha procedido a trimestralizar los datos anuales en porcentaje del PIB ofrecidos por la base de datos de Perspectiva Económica Mundial del Fondo Monetario Internacional (a partir del año 2000) y por la base de datos del Banco Mundial (para años anteriores al año 2000), construyendo así la serie  $s_t$ . Lo mismo ocurre con datos de deuda privada, que no hay en frecuencia trimestral para años anteriores a 2005, y en este caso se ha trimestralizado la serie anual en porcentaje del PIB disponible en la base de datos del Banco de Pagos Internacionales, obteniendo la serie  $d_t$ . El periodo de análisis comienza en el primer trimestre de 1990 por coincidir con el inicio de las medidas liberalizadoras y finaliza el último de 1998, cuando la crisis rusa impacta en el país y cuando el superávit se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es intergrada de orden 1 mientras que  $d_t$  es de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1 y 4 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 40. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-1998q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	18,85365	15,49471	0,0150
Como mucho 1	3,138397	3,841465	0,0765
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	15,71525	14,2640	0,0293
Como mucho 1	3,138397	3,841465	0,0765

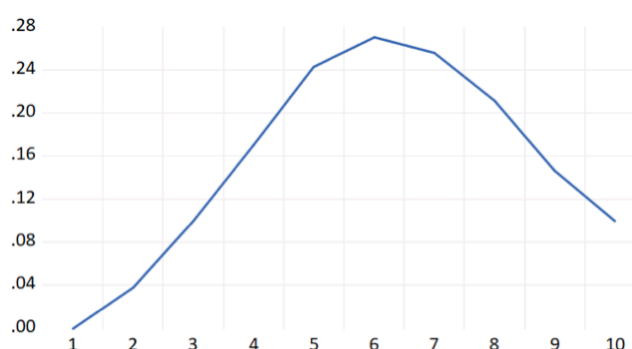
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 41. Estimación del VECM 1990q1-1998q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-1,135122 [-5,64977]	1,291068
$\alpha$	-0,154462 [-3,96952]	0,065142 [0,65132]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 50. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 85,39% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas peruanas durante el periodo 1990q1-1998q4.

Realizamos el análisis econométrico ahora para el segundo período: el que va desde el primer trimestre de 2007 (por ser cuando empieza a aumentar la deuda privada) y que

finaliza el último de 2014 (por ser cuando el superávit público se revierte). Esta vez podemos utilizar los datos originales que ofrece el Banco Central de Reserva del Perú, pues sí están disponibles para dicho segmento temporal.

De nuevo,  $s_t$  es intergrada de orden 1 mientras que  $d_t$  es de orden 2 (ver anexo). Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha[\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 2, 3, 4, 5, 6 y 8 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 42. Prueba de Cointegración de Johansen 2007q1-2014q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5, 6 a 6, 8 a 8**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	34,94577	12,32090	0,0000
Como mucho 1	0,707213	4,129906	0,4593
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	34,23856	11,22480	0,0000
Como mucho 1	0,707213	4,129906	0,4593

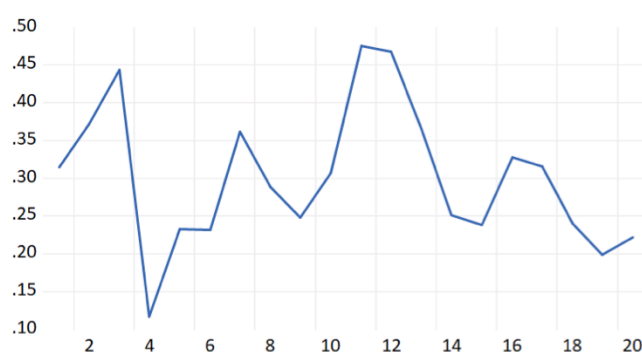
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 43. Estimación del VECM 2007q1-2014q4**

	s	d
$\beta$	1,0000	-2,583634 [-10,2539]
$\alpha$	-0,426603 [-1,54518]	0,346414 [2,82626]

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, mientras que el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$  es negativo pero no es significativo. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 51. Respuesta de la variable  $\Delta(d_t)$  a un impulso de  $s_t$  (Cholesky dof ajustado)**



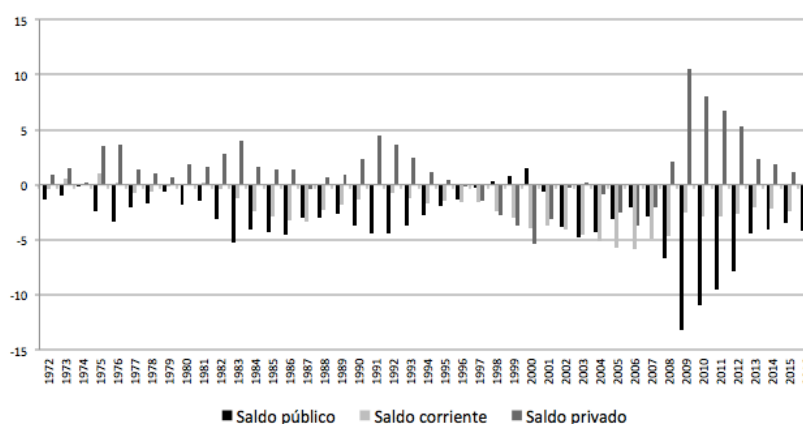
Por su parte, el coeficiente  $\alpha$  de la variable  $d_t$  sí es significativo, lo que nos indicaría que el saldo también afecta a la evolución de la deuda. Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 97,46% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados tienden a confirmar que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas peruanas durante el periodo 2007q1-2014q4 y que el aumento del saldo público también ejerce un impacto significativo sobre la evolución de la deuda.

## 16. ESTADOS UNIDOS

### 16.1 *Análisis descriptivo*

En el Gráfico 52 podemos ver que los únicos años situados en el cuadrante IVd son 1998, 1999 y 2000. Desde 1992 se aprecia un deterioro acelerado del saldo privado que coincide con una mejora del saldo público, tendencia que se detiene y revierte en 2001. Durante todos estos años hay déficit por cuenta corriente, que se deteriora especialmente en los años de cuadrante IVd.

**Gráfico 52. Saldos sectoriales de Estados Unidos. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1972-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial para años anteriores a 1998

Atendiendo a la literatura académica y a los datos disponibles comprobamos que éste es un caso similar al ya analizado en el Reino Unido: los años de superávit fiscal no

coinciden con la última fase del periodo de expansión de crédito (pues éste se alarga hasta 2008) sino que se ven truncados por la recesión internacional de 2001 causada por la crisis punto com (Herrera, 2017). El recurso a las políticas expansivas como medio para combatir la recesión en un contexto, además, de preocupación por la deflación tras los atentados del 11 de septiembre de 2001 (Vasudevan, 2009) impidieron que las cuentas públicas volviesen a ser superavitarias. En cualquier caso, ya durante esta primera fase de la expansión crediticia se cumplen los típicos factores que estamos identificando en la mayoría de los países analizados. De hecho, Bernanke (2002) y MacBeth (2015) señalaron entonces que el proceso que estaba teniendo lugar podía calificarse “de fragilidad financiera” utilizando la terminología de Hyman Minsky.

La deuda privada comenzó a crecer a mitad de los años 90 a unos ritmos sin precedentes: la tasa anual de endeudamiento se elevó desde el 1% del ingreso disponible en 1991 a 15% en 1999 (Godley, 1999; Godley y McCarthy, 1998). El déficit del sector privado alcanzó la cota más elevada en los últimos 35 años (Godley, 1999; Godley y McCarthy, 1998), siendo mucho más intenso en los hogares que en las empresas (Wray, 1998).

**Gráfico 53. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en los Estados Unidos. Datos en porcentaje. 1972-2017**



Este colosal aumento de la deuda privada fue posible gracias a la liberalización a la que fueron sometidos los servicios financieros durante los años anteriores (Godley, 1999). A ello contribuyó también el descenso notable de los tipos de interés nominales durante la década de los 90, lo que fue aprovechado por el sector privado –especialmente los hogares– para incrementar su endeudamiento (Montgomerie, 2006).

Otro factor explicativo crucial de este fenómeno fue la evolución del mercado inmobiliario. Muchos créditos fueron utilizados para adquirir inmuebles, lo que empujó al alza sus precios. Esta tendencia ascendente mejoró a su vez el balance de quienes tenían inmuebles en propiedad, lo que permitió a su vez la concesión de más créditos puesto que dichos activos se utilizaban como colateral. En consecuencia, el deterioro de los balances no fue importante porque aumentaban tanto las deudas como los activos, y eso también explicó que no saltaran las alarmas (Montgomerie, 2006; Schmitt, 2000). Entre 1995 y 2001 los precios de la propiedad residencial en términos reales crecieron más de un 50% (Boone y Girouard, 2002). La inversión no residencial también aumentó

notablemente, a una tasa anual promedio cercana al 10% entre 1993 y 1998 (Boone y Girouard, 2002). Algunos autores como Godley y McCarthy (1998) señalan que para 1998 Estados Unidos ya estaba experimentando una burbuja inmobiliaria, aunque ésta no terminaría de estallar hasta el año 2006.

El mercado inmobiliario no fue el único receptor de todos estos nuevos créditos. El endeudamiento para el consumo medido en proporción a los ingresos disponibles también se disparó a partir de 1993 (Schmitt, 2000; Wray, 1998), contribuyendo a hundir fuertemente la tasa de ahorro de las familias (Schmitt, 2000; Wray, 1998). El mercado accionario también experimentó desde mitad de los años 90 un fuerte incremento, especialmente en las empresas tecnológicas (Godley, 1999; Schor, 1998; Wray, 1998), factor que también alimentó la tendencia creciente de endeudamiento a través de las ganancias de capital obtenidas por empresas y familias (Boone y Girouard, 2002).

Durante todo este periodo se aplicó una fuerte política fiscal restrictiva que no había tenido precedentes en los últimos 40 años (Godley y Wray, 2000).

La bolsa fue precisamente el talón de Aquiles de este proceso: en 2001 se produjo un crack bursátil que desencadenaría la crisis denominada *punto com* y que pondría fin al superávit fiscal. Para septiembre de 2002, los índices de la bolsa habían caído un 40% desde su pico en el año 2000 (Godley, 1999).

## 16.2 Análisis econométrico

La variable saldo público sobre el PIB en frecuencia trimestral ( $s_t$ ) ha sido construida a partir de los datos de saldo público en valores absolutos y el PIB en términos corrientes disponibles en la base de datos de la Reserva Federal. Los datos de la deuda privada en porcentaje del PIB ( $d_t$ ) en frecuencia trimestral han sido obtenidos del Banco Internacional de Pagos. Atendiendo a la expansión crediticia y a la crisis resultante, el periodo de análisis comienza en el primer trimestre de 1990 y finaliza el último de 2001.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  tiene una raíz unitaria mientras que  $d_t$  tiene dos. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando para ello la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [D(d_t) \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos el retardo en diferencias de 1 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.



**Tabla 44. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	31,55880	15,49471	0,0001
Como mucho 1	2,124257	3,841465	0,1450
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	29,43454	14,2640	0,0001
Como mucho 1	2,124257	3,841465	0,1450

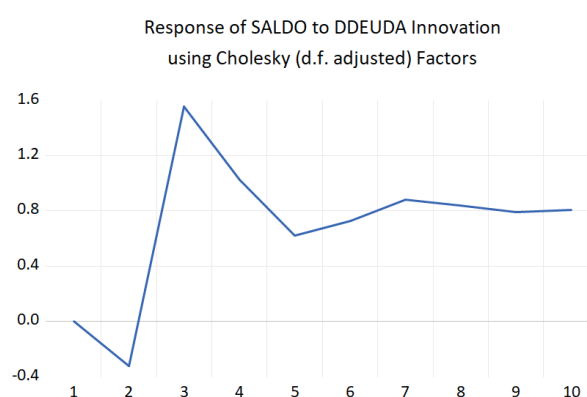
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 45. Estimación del VECM 1990q1-2001q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-3,178200 [-7,19462]	2,430128
$\alpha$	-0,981276 [-4,16105]	0,058025 [1,30194]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 54. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 46,07% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas estadounidenses durante el periodo 1990q1-2001q4.

En resumen, podemos afirmar que la única vez que Estados Unidos ha registrado superávit fiscal en su historia reciente ha sido gracias a un espectacular boom crediticio

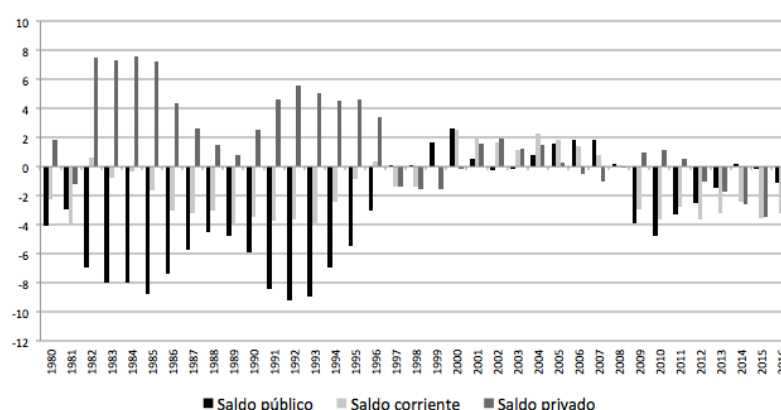
(que acabó en la crisis *punto com*). El hecho de que haya registrado desde 1977 casi ininterrumpidamente déficit por cuenta corriente ayuda a explicar esta situación. Entre el año 2002 y 2008 el crédito privado también creció a ritmos notables, pero no fue suficiente para que las cuentas públicas volvieran a arrojar superávit, especialmente en un contexto en el que las políticas fiscales (y monetarias) fueron relativamente expansivas.

## 17. CANADÁ

### 17.1 *Análisis descriptivo*

Los saldos sectoriales de Canadá para el periodo 1980-2016 revelan que el cuadrante IVd se dio en sólo dos años: 1997 y 1998. Al contrario de lo que cabría esperar, no son los años finales de un proceso de mejora de las cuentas públicas, pues éstas siguieron mejorando (y notablemente) hasta el año 2000, momento en el que comenzaron a deteriorarse de nuevo (aunque no por mucho tiempo). Si los años 1999 y 2000 no se encuentran en el cuadrante IVd es porque el saldo por cuenta corriente también se volvió superavitario, que es precisamente lo que convierte el caso canadiense en un caso atípico. Aunque el saldo público comienza a mejorar progresivamente desde el año 1993, el saldo privado no se deteriora a un ritmo similar (sufre un deterioro brusco en el año 1997) y el saldo por cuenta corriente tiende a mejorar en vez de a empeorar como cabría esperar. Esto nos sugiere que Canadá podría haber experimentado un fenómeno distinto al hipotético, y que a la hora de alcanzar el superávit fiscal habría contribuido (total o parcialmente) la mejora de su saldo externo.

**Gráfico 55. Saldos sectoriales de Canadá. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional

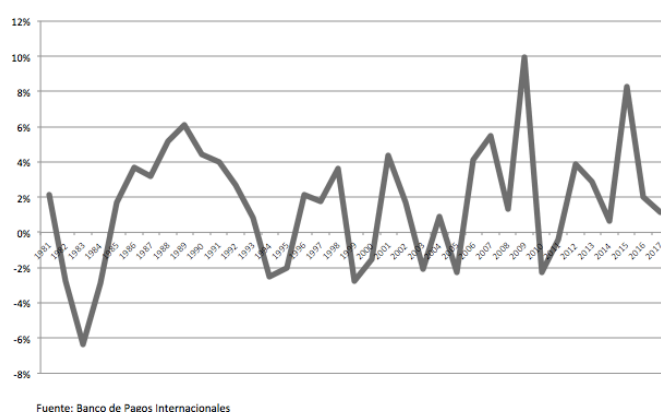
Y eso es precisamente lo que parece deducirse del comportamiento exportador de Canadá. A finales de 1998 los precios del petróleo y de otras materias primas se dispararon e iniciaron un súper ciclo ascendente que se extendería hasta 2007<sup>52</sup> (Boone y Girouard, 2002), lo cual supuso una colosal entrada de ingresos en una economía caracterizada por un potente sector exportador de petróleo y gas, de potasa, de uranio de alto grado, de níquel, de aluminio, de productos forestales y de productos derivados

<sup>52</sup> El precio del petróleo crudo aumentó desde 10 dólares en 1998 a 140 dólares en 2008 (MacBeth, 2015).

de arenas de alquitrán, a lo que hay que sumarle su posición privilegiada como socio comercial más cercano a la mayor economía consumidora del mundo: Estados Unidos (Chacra, 2002). Esto explicaría el buen comportamiento económico y el signo positivo del saldo por cuenta corriente desde 1998 hasta la crisis financiera global de 2008, y también que no se ajuste exactamente al típico caso que analizamos en el trabajo (caracterizado por un déficit por cuenta corriente sostenido e incluso creciente durante el periodo de análisis).

No obstante, este peculiar comportamiento no impide que existiera al mismo tiempo una notable expansión crediticia que contribuyese a explicar también la existencia de superávit público por primera vez en mucho tiempo. De hecho, a partir de la mitad de los años 80 la deuda privada –y especialmente la de los hogares– comenzó a aumentar con fuerza (MacBeth, 2015), lo que se explica fundamentalmente por la liberalización de los servicios financieros experimentada anteriormente (Seccareccia, 2005) y por unos reducidos tipos de interés nominales que animaron a muchas familias a contraer más crédito (Schmitt 2000). La forma mayoritaria de endeudamiento fueron los préstamos bancarios, cuyo peso sobre el total del crédito pasó desde el 21% en 1995 al 34% en 2001 (Montgomerie, 2006). El crédito al consumo aumentó desde el 14% del PIB en 1994 al 19% en 2001 (Illing y Liu, 2006), la tasa de ahorro de las familias canadienses comenzó a caer en 1992 a un ritmo acelerado hasta alcanzar en 1999 la cota más baja en tres décadas: 4% (Seccareccia, 2005), y la tasa de crecimiento del ingreso personal disponible real por persona fue negativa entre 1990 y 1997, algo que no había ocurrido en los años precedentes (entre 1998 y 2001 volvió a cotas positivas debido a la fuerte expansión económica que se experimentó (Frank, 1999)).

**Gráfico 56. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Canadá. Datos en porcentaje. 1981-2017**



En este aumento del consumo y del endeudamiento tuvo mucho que ver la evolución de la bolsa, muy ligada a la burbuja *punto com*. El índice bursátil de Toronto-300 registró tasas de crecimiento notablemente positivas desde 1992 hasta 2000, con picos del 24% y 30% en 1997 y 2000, respectivamente (Seccareccia, 2005), y las ganancias de capital asociadas estimularon aún más el consumo (Boone y Girouard, 2002; MacBeth, 2015). Acorde a Seccareccia (2005), la propensión marginal a consumir a largo plazo derivada de la riqueza financiera fue de más del 10% durante estos años.

Esto explica que a finales de los 90 los hogares canadienses vieran su riqueza aumentar, pero en cualquier caso no a un ritmo tan elevado como en Estados Unidos o en Reino Unido (Boone y Girouard, 2002). Esto en parte se debe a que Canadá no experimentó una burbuja inmobiliaria: según el Banco de Pagos Internacionales, el índice de precios inmobiliario no aumentó de forma destacable en Canadá durante estos años hasta 1998 (Boone y Girouard, 2002).

Acorde a Boone y Girouard (2002) y a MacBeth (2015), otro factor que contribuyó a esta expansión crediticia fue la política fiscal restrictiva que se aplicó durante estos años, pues al deteriorar los ingresos de las familias las empujó a recurrir más al endeudamiento.

## 17.2 *Análisis econométrico*

La variable de saldo público sobre el PIB en frecuencia trimstral ( $s_t$ ) ha sido construida a partir de los datos de saldo público en valores absolutos y del PIB en términos corrientes disponibles en la Oficina de Estadísticas de Canadá (Statistics Canada). La variable de deuda pública sobre el PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) ha sido obtenida a partir de los del Banco de Pagos Internacionales. El período de análisis comenzará el primer trimestre de 1985, que es cuando la deuda privada inicia su escalada, y finalizará en el último trimestre del año 2001, que es cuando la economía canadiense se ve afectaba por la burbuja punto com y cuando el saldo público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que tanto  $s_t$  como  $d_t$  no son estacionarias sino que son integradas de orden 1. Comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables no presentan cointegración de primer nivel entre sí atendiendo a los retardos 1, 2 y 4 sugeridos por el test de Wald para la exclusión de retardos, por lo que no presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 46. Prueba de Cointegración de Johansen 1985q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 4 a 4**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	63,35376	15,49471	0,0000
Como mucho 1	8,268801	3,841465	0,0040
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	55,08496	14,26460	0,0000
Como mucho 1	8,268801	3,841465	0,0040

Estimamos un modelo simple de vectores autorregresivos:

$$\begin{aligned}\Delta s_t &= \sum_{i=1}^{k-1} \alpha_i \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta d_{t-i} + c + \varepsilon_t \\ \Delta d_t &= \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta d_{t-i} + c + \varepsilon_t\end{aligned}$$

La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los

coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 47. Estimación del VAR 1985q1-2001q4**

	s	d
$\alpha_{t-1}$	-0,183809 [-2,44595]	-0,106430 [-2,11032]
$\alpha_{t-2}$	-0,107944 [-1,49491]	-0,053610 [-1,10629]
$\alpha_{t-4}$	0,819601 [11,8011]	-0,054615 [-1,1713]
$\beta_{t-1}$	0,027476 [0,14413]	0,210694 [1,64682]
$\beta_{t-2}$	0,068638 [0,34108]	0,305659 [2,26324]
$\beta_{t-4}$	-0,080319 [-0,41500]	0,090286 [0,69510]
c	0,060314 [0,25184]	0,295725 [1,83993]

Ningún coeficiente de la variable deuda retardada es significativo y además sus niveles son muy cercanos a cero por lo que concluimos que la deuda no afecta significativamente a la evolución del saldo. Vemos también que el coeficiente del primer retardo del saldo sí afecta a la variable deuda, aunque con un nivel muy cercano a 0.

Realizamos también el test de Granger y comprobamos que no podemos aceptar que ninguna de las variables tenga información relevante para predecir los valores futuros de la otra, por lo que descartamos que haya causalidad en sentido de Granger.

**Tabla 48. Prueba de causalidad de Granger en el VAR**

Hipótesis nula (1, 2 y 4 retardos)	Observaciones	Estadístico chi cuadrado $\chi^2$	Prob.
$\Delta d_t$ no causa en sentido de Granger a $\Delta s_t$	65	0,252628	0,9687
$\Delta s_t$ no causa en sentido de Granger a $\Delta d_t$	65	4,562710	0,2068

Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 76,40% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada no permite explicar la mejora de las cuentas públicas canadienses durante el periodo 1985q1-2001q4.

Puesto que el saldo por cuenta corriente se vuelve superavitario en 1999 gracias a los ingresos extraordinarios por exportaciones de petróleo y otras materias primas, probamos a reducir el periodo de análisis desde el mismo punto inicial hasta el último trimestre de 1999, por si obtuviésemos otros resultados para ese periodo en concreto.

Pero no; el número de retardos sugeridos por el test de Wald es de nuevo 1, 2 y 4, las variables no presentan un nivel de cointegración de esta forma, y en el VAR estimado

(con una especificidad aceptable) ningún coeficiente es significativo ni se encuentra causalidad de Granger (ver anexo).

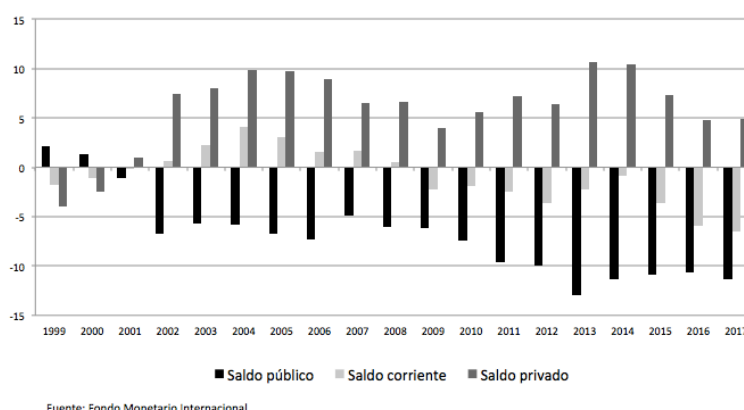
En resumen, tras muchos años registrando déficit fiscal, Canadá alcanzó en 1997 y 1998 superávit público en el contexto de una notable expansión crediticia. No obstante, la evidencia empírica señala que dicho crecimiento del crédito no fue tampoco extraordinario —fue bastante inferior al registrado en otros países como Estados Unidos y Reino Unido— y que no vino acompañado por ningún aumento destacable en los precios de los activos inmobiliarios, por lo que no se podría hablar de un boom crediticio ni inmobiliario. El hecho de que en 1998 el sector exportador canadiense comenzara una época de esplendor (debido al fuerte incremento del precio del petróleo y de otras materias primas) eclipsa el posible éxito de la expansión crediticia en la mejora de las cuentas públicas. Canadá presentó superávit fiscal los años comprendidos entre 1997 y 2001, y entre 2004 y 2008. Es posible que en los años 1997 y 1998 el factor explicativo más importante de dicho saldo superavitario fuese el crecimiento del crédito, pero a partir de entonces pasaría a serlo el buen comportamiento exportador, pues todos esos años restantes de superávit fiscal coinciden precisamente con el súper ciclo ascendente en los precios del petróleo y otras materias primas<sup>53</sup> y además no hay evidencia de que la expansión del crédito fuese lo suficientemente intensa.

## 18. EGIPTO

### 18.1 *Análisis descriptivo*

Para Egipto la base de datos de Perspectiva Económica Mundial del Fondo Monetario Internacional sólo ofrece datos sobre los saldos desde 1999 a 2017. En el gráfico 57 se puede observar que hay dos años en cuadrante IVd: 1999 y 2000. En el transcurso de estos dos años no se aprecia la evolución habitual (mejora del saldo público y empeoramiento de los otros dos), pero la panorámica es incompleta sin disponer de años anteriores.

**Gráfico 57. Saldos sectoriales de Egipto. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1999-2017**



<sup>53</sup> En los años 2002 y 2003 no hubo superávit fiscal probablemente por la recesión internacional que se originó tras la crisis *punto com* de 2001 y los atentados terroristas en el World Trade Center.

Si acudimos a la literatura constatamos que Egipto experimentó una notable expansión crediticia desde 1991 hasta 2000, lo cual encajaría con los años enmarcados en el cuadrante IVd (1999 y 2000). Este fenómeno pudo tener lugar porque se liberalizó profundamente el sistema financiero egipcio en los años 80 y, especialmente, a partir del año 1991, tras la Guerra del Golfo (Arestis, 2005; Hussein y Mohieldin, 1997; Mitchell, 1999).

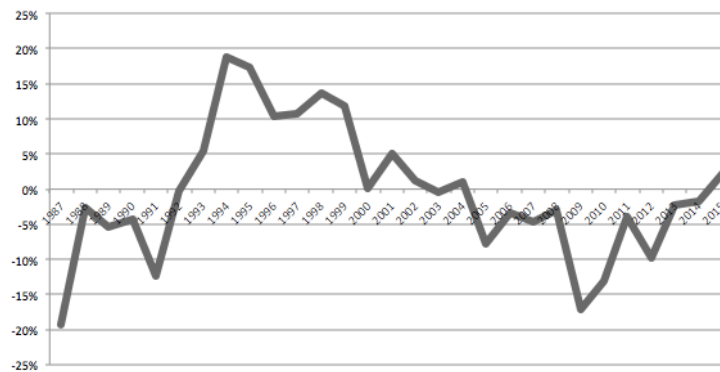
El periodo comprendido entre 1981 y 1991 se caracterizó por un intento de lograr mayor intermediación financiera en un sistema bancario dominado por unos bancos estatales que controlaban el 80% de las actividades financieras (Arestis, 2005; Hussein y Mohieldin, 1997; Mitchell, 1999). Los bancos privados, por su parte, tenían que ajustarse a límites máximos en los tipos de interés de los depósitos y de los préstamos, cumplir con estrictos ratios de reservas, dirigir el crédito a proyectos determinados y ver intervenida la composición de su cartera (El-Refaie, 1998; El-Shazly, 2001; Elsherif, 2015; Roll, 2010).

Esto comenzó a cambiar radicalmente en 1991 gracias a la aplicación de un programa de reformas económicas acordadas con el Fondo Monetario Internacional y el Banco Mundial. En dicho año se unificó el mercado de divisas, permitiendo que los bancos pudiesen establecer libremente tipos de compra y venta, los controles de divisas fueron abolidos y se aprobó la convertibilidad de la moneda aunque con un tipo de cambio fijo con respecto al dólar estadounidense. En 1992 los límites máximos en los tipos de interés y en los niveles de crédito fueron suprimidos. Por supuesto, estas medidas también liberalizaron el sector financiero controlado por el Estado (Bolbol *et al.*, 2005; Hussein y Mohieldin, 1997; Mohieldin *et al.*, 2019). A pesar de ello, algunos autores señalaron una lista de reformas financieras que no se habían adoptado (Bolbol *et al.*, 2005; Mohieldin *et al.*, 2019; Roll, 2010).

Las reformas transformaron el sector financiero, aunque los bancos siguieron siendo protagonistas al representar el 60% de todos los activos (Roe, 1998). El capital extranjero no dudó en entrar en el sector: a principios de la década ya había dos compañías financieras controlados por compañías extranjeras y a final de la misma ya había cinco (Mohieldin *et al.*, 2019; Mohieldin y Nasr, 2007). El peso en activos de los bancos públicos sobre el total pasó de representar el 62% en 1995 al 58% en 1999 (Roll, 2010). Todo ello permitió la entrada de importantes flujos de capital y el crecimiento del crédito al sector privado, también en parte por la reducción en los tipos de interés a partir de 1993 (Caprio y Cull; Hakim y Neaime, 2017; Mohieldin y Nasr, 2007).

Observando la evolución del crédito al sector privado del Gráfico 58 constatamos que éste experimentó un crecimiento muy superior al PIB en todo el periodo que va desde 1993 a 1999.

**Gráfico 58. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Egipto. Datos en porcentaje. 1987-2015**



Fuente: Banco de Pagos Internacionales

Concretamente el crédito al sector privado pasó del 23% sobre el PIB en 1992 al 55% en 2001 y todo ello durante un periodo de fuerte crecimiento económico (Arestis, 2005; Mohieldin *et al.*, 2019), lo que supone un crecimiento muy superior al del periodo anterior de 1975 a 1990 (Elsherif, 2015; Hakim y Neaime, 2017). Debido a esta evolución, el porcentaje del crédito privado sobre el total pasó de ser el 28,8% en 1990 al 62% en 2000, toda una anomalía en una economía acostumbrada al predominio absoluto del crédito público (Bolbol *et al.*, 2005; Mohieldin *et al.*, 2019).

Durante este periodo de expansión crediticia el crecimiento económico y de la inversión fue muy notable: concretamente desde 1993 las tasas de crecimiento anuales fueron superiores al 4% (Arestis, 2005; Roll, 2010). Uno de los sectores que más creció fue el inmobiliario, que además se benefició de las importantes exenciones fiscales que se aprobaron sobre los impuestos de la propiedad (Hakim y Neaime, 2017; IMF, 2001c; Mitchell, 1999), aunque no hay indicios de que se desarrollara una burbuja.

No obstante, a finales de la década el comportamiento macroeconómico se debilitó debido a numerosos factores: unos ataques terroristas en 1997 que acabaron con la vida de 58 turistas en Luxor perjudicaron el turismo, la crisis asiática de 1997 afectó a la entrada de flujos financieros, la moneda local se apreció demasiado debido al fortalecimiento del dólar estadounidense a cuya cotización se había ligado, lo que junto con la caída de los precios del petróleo entre 1998 y 2000 afectó negativamente a las exportaciones<sup>54</sup>, y por último la recesión internacional causada por los atentados del 11 de septiembre de 2001 afectó también notablemente al país (Askar; El Kafrawy, 2012; Ministry of Housing, 1993; Mitchell, 1999). En consecuencia, la liquidez se cerró y el crecimiento del crédito privado se estancó ya a principios del año 2000 (Bolbol *et al.*, 2005; IMF, 2001c). No obstante, este impacto económico no se transformó en crisis bancaria, lo que según algunos analistas queda explicado por el sólido sistema de prevención y supervisión bancaria egipcia (Elsherif, 2015; Hakim y Neaime, 2017; IMF, 2001c; El Kafrawy, 2012).

<sup>54</sup> Los ingresos por exportaciones del petróleo suponían la mitad del total (Smith, 1999).



## 18.2 *Análisis econométrico*

Desgraciadamente no se han conseguido datos en frecuencia trimestrales correspondientes al periodo de análisis<sup>55</sup>. Además, ni siquiera se pueden utilizar los datos en frecuencia anual porque, a pesar de que el Banco de Pagos Internacionales ofrece datos de deuda privada desde 1950, no se han encontrado datos de saldo público anteriores en 1999 (la única serie encontrada ha sido la ofrecida por el Banco Mundial pero tiene vacíos en varios años que imposibilita la continuidad de la serie). Puesto que el periodo de expansión crediticia comienza bastante antes, queda descartado el análisis econométrico incluso con este tipo de datos.

En resumen, el único superávit fiscal alcanzado por Egipto durante el periodo de análisis fue coincidente con una importante expansión crediticia (no obstante, no vino acompañada por una burbuja inmobiliaria y tampoco finalizó en crisis bancaria). Esto se debe fundamentalmente a que Egipto suele presentar déficit por cuenta corriente.

## 19. MARRUECOS

### 19.1 *Análisis descriptivo*

En el Gráfico 59 podemos observar que Marruecos presenta cinco años en el cuadrante IVd en dos momentos distintos: por un lado desde 1996 a 1999 y por otro lado en 2008. En el primer caso se aprecia una repentina y notable mejora del saldo público desde 1995 a 1996, pasando de un déficit público superior al 2% del PIB hasta un superávit de casi el 1%. Desde entonces se mantiene con saldo superavitario (duplicándolo en el año 1999) hasta el año 2000, cuando cae bruscamente a déficit. Por su parte, el saldo privado experimenta un deterioro progresivo, mientras que el saldo por cuenta corriente se deteriora progresivamente desde el año 1990 con una ruptura en 1996, año en el que vuelve a repetir el mismo comportamiento hasta el año 2000. En el segundo caso vemos una mejora progresiva del saldo público desde el año 2002 (exceptuando el año 2005) hasta que en 2009 se hunde bruscamente. El saldo privado experimenta justo el mismo comportamiento pero de forma inversa (incluyendo la excepción en 2005), y exactamente lo mismo para el caso del saldo por cuenta corriente.

Si acudimos a la literatura comprobamos que, de nuevo, estos años vienen precedidos por la aplicación de medidas liberalizadoras del sistema financiero a las que hay que añadir, por su importancia, las medidas privatizadoras. No obstante, hay importantes diferencias con la mayoría de casos estudiados hasta el momento.

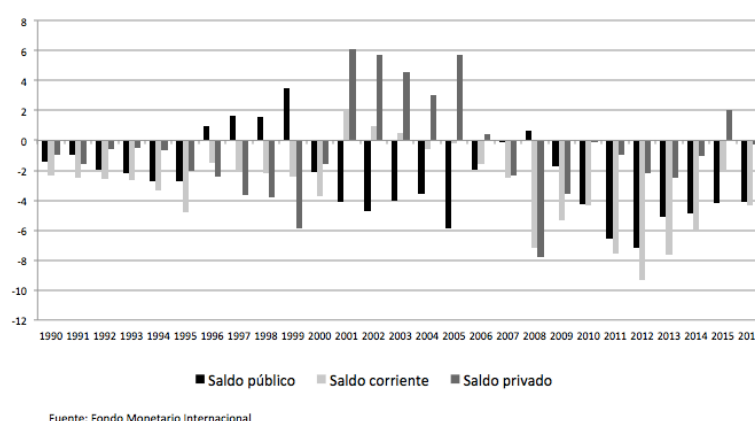
Durante los años 70 y primera mitad de los 80 del siglo pasado la estrategia económica de la economía marroquí estaba controlada por el sector público. El sector financiero estaba diseñado para atender a las necesidades financieras del gobierno y de las muy importantes y numerosas empresas públicas marroquíes (Arestis, 2005; El-Shazly, 2001). Su papel financiando al sector privado era muy modesto, y básicamente realizado a través de créditos a corto plazo. Los intermediarios financieros estaban muy regulados y además doblemente aislados de la competencia: de la nacional gracias a

---

<sup>55</sup> El Banco Central de Egipto ofrece datos de saldo público sólo a partir de 2006 y de deuda privada a partir de 2004, pero el periodo de análisis es anterior a 2001. Ningún organismo oficial ha respondido a las consultas realizadas a través de formularios y correos electrónicos.

prácticas oligopolísticas y fuertes barreras de entrada, y de la internacional por fuertes restricciones a las transacciones por cuenta corriente y de capital. El crédito estaba racionado y regulado en niveles y tipos de interés acorde a las prioridades determinadas por el Estado; además, los bancos tenían que comprar cantidades determinadas de bonos públicos. La entrada de capital estaba estrictamente regulada, la inversión extranjera estaba restringida o sujeta a la aprobación de las autoridades, especialmente en los sectores estratégicos, entre las que se encontraba la intermediación financiera. Existía un mercado de valores (creado en 1929) pero su actividad y papel era muy limitado (Saulniers, 1993).

**Gráfico 59. Saldos sectoriales de Marruecos. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1990-2016**

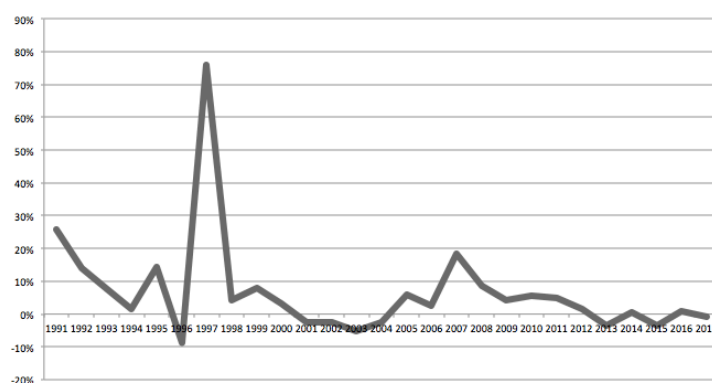


Pero a principios de los años 80 Marruecos atravesó una profunda crisis macroeconómica que la empujó a acudir a los programas de ayuda del Banco Mundial y del Fondo Monetario Internacional. Dicho apoyo se prestó a cambio de que el gobierno acometiera una serie de reformas estructurales de carácter liberalizador y privatizador, lo que era tendencia internacional durante aquellos años. No obstante, estas reformas fueron aplicándose de forma muy progresiva y precavida, acelerándose sólo a partir de 1995 (Baliameune y Chowdhury, 2003; Jbili *et al.*, 1997; Nsouli *et al.*, 1995).

Se llevaron a cabo reformas encaminadas a favorecer los mecanismos de mercado, se desarrollaron los mercados bursátiles (que desde 1993 crecieron con fuerza) y se comenzó a aplicar una política monetaria más eficiente, partiendo por anclar la moneda a una canasta de monedas de países socios. Los tipos de interés de los depósitos fueron liberalizados en 1989 y 1990, mientras que los límites máximos en los tipos de interés de los préstamos (exceptuando los de los créditos relacionados al sector exportador) fueron retirados en 1991. Para principios de 1996 todos estos controles (con algunas pequeñas excepciones) estaban totalmente eliminados. Entre 1991 y 1993 las obligaciones de compra de bonos públicos fueron relajadas y en 1994 fueron suprimidas en su mayoría. En 1996 los incentivos para dirigir el crédito hacia actividades en concreto quedaron virtualmente suprimidos. En 1989 se permitió la participación del capital extranjero en el sector, aunque se mantuvieron límites del 49% a la propiedad extranjera en los sectores estratégicos (como el bancario) y en 1993 se suprimió la compartimentación de actividades entre bancos de desarrollo y bancos comerciales. La convertibilidad de la cuenta corriente fue conseguida en 1993 y desde entonces se avanzó en la liberalización de las transacciones de la cuenta de capital (Harrigan y El-Said, 2010; World Bank, 1997).

Todo ello dio origen a la entrada de importantes flujos de financiación –entre los que destacan las remesas<sup>56</sup>, los ingresos por turismo y la inversión extranjera directa por las privatizaciones–, al desarrollo de nuevos instrumentos financieros, y al crecimiento del crédito al sector privado (Baliamoune y Chowdhury, 2003; Jbili *et al.*, 1997; Nsouli *et al.*, 1995; World Bank, 1997). Este último creció con mucha fuerza cuando se abolieron los controles de crédito, en 1991: la tasa de crecimiento fue del 47,9%, cuando raramente había superado el 15% en los años anteriores (World Bank, 2005). Su peso sobre el total del crédito aumentó rápidamente: pasó de suponer el 31,4% del total en 1989 –un nivel que había mantenido durante mucho tiempo- hasta el 44,5% en 1991 (Nsouli *et al.*, 1995). No obstante, este crecimiento vertiginoso no duró mucho: con el objetivo de evitar que se descontrolara el crédito, las autoridades respondieron rápidamente elevando el coeficiente legal de caja al 25% y en 1992 el crédito fue puesto bajo control (Jbili *et al.*, 1997). Tal y como se puede observar en el Gráfico 60, el nivel de crecimiento del crédito no volvió a situarse en niveles tan elevados (excepto en 1997 debido a un efecto estadístico provocado fundamentalmente por la caída del PIB) (Jbili *et al.*, 1997; Nsouli *et al.*, 1995).

**Gráfico 60. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Marruecos. Datos en porcentaje. 1991-2017**



Fuente: Banco de Pagos Internacionales

A pesar de esta ralentización, durante el periodo comprendido entre 1991 y 1999 el crédito creció bastante por encima del PIB y más que en ningún otro periodo, aunque lo hizo con fuertes oscilaciones, lo que se explica por lo sensible que es la economía marroquí a las condiciones climáticas debido al protagonismo del sector agrícola (IMF, 2001b). Esto provocó que el stock de crédito aumentara sustancialmente en muy poco tiempo: mientras que en 1989 su nivel era del 17,5% del PIB, en 1995 ya había aumentado al 23,6% (World Bank, 2005). Esta evolución no se puede entender sin mencionar la reducción importante que tuvieron los tipos de interés (hasta 1996) y las facilidades que otorgaron las entidades de crédito, especialmente en los créditos al consumo (Jbili *et al.*, 1997).

Estos años no destacaron por el crecimiento económico, fundamentalmente porque en 1992 y 1993 cayó profundamente la actividad económica como consecuencia de dramáticas sequías. En consecuencia, la tasa promedio de crecimiento anual del periodo comprendido entre 1992 y 1999 fue sólo del 2,12%, notablemente por debajo de la tasas del periodo anterior y también del posterior. Entre 1981 a 1993 la tasa de crecimiento

<sup>56</sup> En 2003 las remesas llegaron a suponer el 8,2% del PIB y los ingresos por turismo el 7,4% (MacBeth, 2015).

promedio anual fue del 3,2%, aunque también fue muy volátil (entre 1981 y 1985 la tasa fue del 3,4% y entre 1986 y 1991 fue del 4,7%). Este crecimiento económico de la segunda mitad de los años 80 se debió en buena medida a elevados niveles de entrada de flujos, reestructuraciones de deuda, buen clima, bajos precios del petróleo importado y una depreciación del dólar. Por su parte, la tasa promedio de crecimiento anual entre 2000 y 2004 fue del 4,72% (Baliamoune y Chowdhury, 2003; Jbili *et al.*, 1997).

Los sectores más dinámicos entre 1991 y 1999 fueron la construcción (con una tasa de crecimiento del 5,7%), el transporte y las comunicaciones (5,2%). Muchos de los proyectos de estos sectores fueron posibles gracias a inversión extranjera directa. Por el lado de la demanda, el componente más dinámico fue el consumo privado (Harrigan y El-Said, 2010; Nsouli *et al.*, 1995; World Bank, 2005). La capitalización mercado bursátil aumentó fuertemente, desde el 4% PIB 1990 hasta el 24% en 1996 (IMF, 2001b; Pfeifer, 1999).

Pero si la expansión crediticia fue volátil, el crecimiento económico mediocre y no hay indicios de que hubiese ninguna burbuja inmobiliaria, ¿cómo pudo el Estado marroquí alcanzar superávit público en un contexto de déficit por cuenta corriente? La respuesta hay que encontrarla en las privatizaciones de las grandes empresas públicas, que permitieron aumentar notablemente la recaudación de forma extraordinaria.

En efecto, si excluimos los ingresos por privatizaciones el saldo público habría sido también deficitario entre 1996 y 1999, concretamente habría estado rondando el 3% del PIB acorde a los datos de Jbili *et al.* (1997) y del Banco Mundial (2005). Acorde a dicho cálculo, en el año 2000 este déficit se habría ampliado hasta el 5,8% y en 2001 hasta el 6,3%, en vez del 2,1% y 4,1%, respectivamente, pues durante dichos años las privatizaciones continuaron.

El proceso privatizador comenzó en el año 1989 con la aprobación de la ley correspondiente y dio paso a la venta total o parcial de muchas de las empresas públicas estatales marroquíes, que tanto peso económico tenían sobre el total de la economía nacional (Saulniers, 1993). Sólo hasta 1996 se recaudaron 1.300 millones de dólares con la privatización total o parcial de 25 empresas financieras y 17 hoteles. No obstante, la pretensión privatizadora inicial fue mucho más elevado, pues en 1998 sólo se habían vendido 56 de un listado de 114 empresas. Debido a ello, en 1999 el gobierno decidió acelerar las privatizaciones y además por primera vez abrió este proceso a sectores que habían sido considerados sagrados, como el de las aerolíneas y el de las telecomunicaciones. De hecho, sólo la venta de las licencias del sistema global para las comunicaciones móviles realizada en 1999 reportó al Estado 1.100 millones de dólares, el 2,6% del PIB. Esta fue la venta más importante en este sector de todo el mundo cuyo importe más que duplicó al de la siguiente venta, realizada en Egipto el año anterior (Saulniers, 1993). Esto ayuda a explicar que el superávit público se disparase dicho año hasta el 3,5% del PIB, aunque no fue el único factor explicativo: en el año 1999 se aprobó una amnistía fiscal que incrementó la recaudación en 1,4 puntos porcentuales del PIB (IMF, 2001b; Najem, 2001).

El enorme volumen de ingresos se explica porque se privatizaron las empresas estatales más rentables de todas, especialmente desde 1998. Sólo 34 empresas públicas de las 112 incluidas en el listado inicial tenían una tasa de retorno de menos del 10%, y sólo 13 tuvieron pérdidas en 1988 (IMF, 2001b).

El proceso privatizador es el factor que más contribuyó a la consecución de superávit fiscal entre 1996 y 1999. Marruecos había presentado tradicionalmente niveles de déficit públicos muy elevados, que habían llegado a superar el 10% del PIB, y lo mismo ocurría con el déficit por cuenta corriente (Joffé, 1991; Najem, 2001). Sólo tras la aplicación de muchas medidas de consolidación fiscal auspiciadas por el Banco Mundial y el Fondo Monetario Internacional Marruecos pudo reducir su déficit público hasta niveles cercanos al 3% del PIB en el año 1995. En cualquier caso, ni siquiera dichos ajustes fiscales lograron alcanzar el superávit público: las importantes fluctuaciones en las condiciones climáticas, los bruscos movimientos de tipos de interés y de los términos de comercio, el retraso en el diseño y en la implementación de políticas fiscales, y la explosión de gasto debido a ciertas consideraciones sociales y políticas, impidieron que el déficit público se redujese tanto como había sido previsto (Jbili *et al.*, 1997).

A esta mejora de las cuentas públicas durante la primera mitad de los años 90 contribuyó la mejora de la recaudación espoleada por el consumo financiado por crédito: los ingresos crecieron con fuerza en 1992, pasado desde el 23% del PIB en 1989 al 26,3% en 1992 (Nsouli *et al.*, 1995; World Bank, 1997).

En cualquier caso, esta evolución positiva llegó a su fin al sufrir dos drámaticas sequías en 1999 y 2000 (la producción agrícola se contrajo un 17% solo en el primero año), la ralentización de la economía internacional, el aumento de los precios del petróleo y la caída de los precios del fosfato, provocando todo ello que el PIB cayese un 0,7% en 1999 (-0,7%) y que se estancase en el año 2000 (+0,3%) (Faini, 1994; Nsouli *et al.*, 1995). El golpe económico afectó también a algunos bancos, que tuvieron que ser recapitalizados. La caída de ingresos impositivos se hizo notar en el saldo publico pero también el aumento de desembolsos salariales, el aumento en los subsidios a los productos petrolíferos, y a una caída de los ingresos no impositivos debido a la no renovación de la licencia de pesca con la Unión Europea. Sólo los ingresos por privatizaciones no quedaron afectados por la recesión. (IMF, 2001b).

No obstante, a partir de 2001 Marruecos experimentó un nuevo periodo de crecimiento económico mucho más fuerte y diversificado que en periodos anteriores. La tasa de crecimiento del PIB fue del 5,1% entre 2001 y 2008, y además de estar espoleado por los sectores no agrícolas, las remesas y los ingresos del turismo (IMF, 2001b; Najem, 2001; World Bank, 2005), también se originó al calor de otra importante expansión crediticia, más sólida que la anterior pues el mercado bancario llegaba tanto a medianas y pequeñas empresas como a colectivos tradicionalmente excluidos de la financiación bancaria gracias a los microcréditos (World Bank, 2007, 2009). De hecho, entre 2005 y 2008 el crédito a pequeñas y medianas empresas aumentó en un 40% y pasó a representar una quinta parte de la cartera de los bancos (World Bank, 2005). En el Gráfico podemos ver que a pesar de dicho crecimiento económico el crédito creció muy por encima, hasta alcanzar 20% en 2007 (aunque palidezca algo en comparación con el nivel registrado de forma extraordinaria en 1997). Todo ello contribuyó a la mejora de las cuentas públicas, pero también lo hizo una mejora del sistema tributario y un aumento de determinados impuestos (como el de valor añadido y el personal (Chen y Chivakul, 2008; World Bank, 2009)). En consecuencia, Marruecos volvió a registrar superávit público puntualmente en el año 2008, justo antes de ser afectada por la crisis

internacional, aunque el PIB no entró en terreno negativo, solamente se desaceleró desde una tasa del 6,2% en 2008 a una del 2,2% en 2009 (Abdel-Khalek, 2010).

## 19.2 *Análisis econométrico*

No se han conseguido obtener datos de saldo público en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral, por lo que para construir la serie  $s_t$  se ha procedido a trimestralizar la serie en frecuencia anual ofrecido por la base de datos Perspectiva Económica Mundial del Fondo Monetario Internacional. En cuanto a la serie deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ), se ha construido a partir de los datos de deuda ofrecidos por el banco central de Marruecos (Bank Al-Maghrib) y los datos de PIB disponibles en el Ministerio de Economía, Finanzas y Reforma de la Administración, pero lamentablemente sólo hay datos desde el cuarto trimestre de 2001, que deja fuera la primera expansión crediticia. Por lo tanto, para el primer periodo (primer trimestre de 1990 por ser los primeros años disponibles y último de 2001 por irrumpir de lleno la crisis y habiendo revertido el superávit público) se utilizarán las series trimestralizadas mientras que para el segundo (último trimestre de 2001 justo tras la crisis hasta el último trimestre de 2008 cuando la crisis económica mundial impacta en el país y cuando el superávit público se revierte) se utilizará la serie de deuda privada sin transformar.

Comenzamos con el primer periodo.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es integrada de orden 1 mientras que  $d_t$  es de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 2, 3, 4 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 49. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	25,29702	20,26184	0,0093
Como mucho 1	6,279819	9,164546	0,1702
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	19,01720	15,89210	0,0156
Como mucho 1	6,279819	9,164546	0,1702

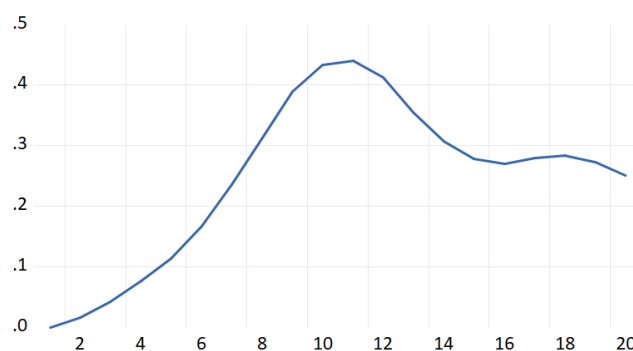
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 50. Estimación del VECM 1990q1-2001q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,427319 [-4,78615]	-0,561238
$\alpha$	-0,110910 [-4,09748]	0,246716 [0,47199]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 61. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 94,56% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas marroquíes durante el periodo 1990q1-2001q4.

Con respecto al segundo periodo, cada variable sigue teniendo el mismo número de raíces unitarias acorde a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo). Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos de 1 a 6 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están

cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 51. Prueba de Cointegración de Johansen 2001q4-2008q4. 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5, 6 a 6**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	39,76454	15,49471	0,0000
Como mucho 1	3,468414	3,841465	0,0625
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	36,29613	14,2640	0,0000
Como mucho 1	3,468414	3,841465	0,0625

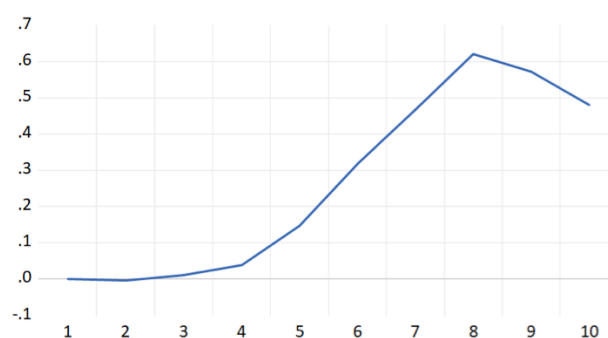
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 52. Estimación del VECM. 2001q4-2008q4**

Resultados de la estimación del VECM			
	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,402997 [-25,9845]	0,894958
$\alpha$	-0,678351 [-5,58946]	-6,791663 [-1,05915]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 62. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 96,37% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas marroquíes durante el periodo 2001q4-2008q4.



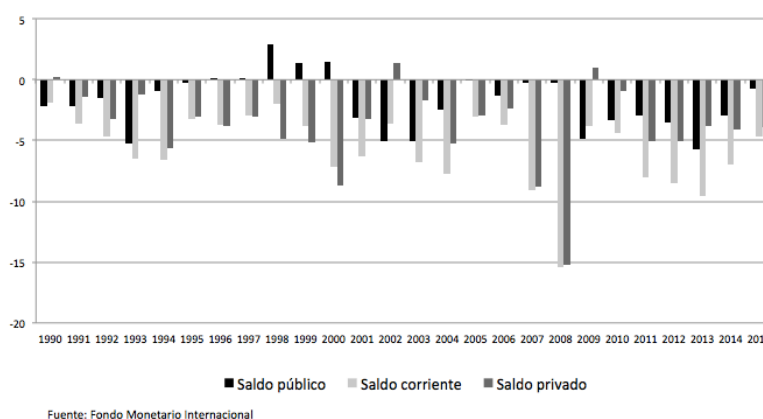
En resumen, Marruecos alcanzó inusualmente superávit fiscal entre 1996 y 1999 gracias a la conjunción de varios factores: una moderada y volátil expansión crediticia, la fuerte aplicación de medidas de consolidación fiscal y la profunda privatización de sus empresas públicas. La caída de la actividad económica en el año 2000 puso fin a este superávit fiscal (a pesar de que las privatizaciones continuaron). En cambio, también alcanzó superávit en 2008 justo antes de sufrir las consecuencias de la Gran Crisis Financiera de dicho año y en esta ocasión fue claramente gracias a un notable boom crediticio.

## 20. HONDURAS

### 20.1 *Análisis descriptivo*

Atendiendo a los saldos sectoriales de Honduras desde el año 1990 hasta el 2015 comprobamos que el periodo comprendido entre 1996 y 2000 se enmarca dentro del cuadrante IVd. La mejora del saldo público parece apreciarse desde 1990 (exceptuando 1993). El saldo privado parece presentar una tendencia negativa –aunque con mucha volatilidad– también desde el mismo año y con el mismo final. El saldo por cuenta corriente es más volátil aunque desde 1990 a 1994 presenta un claro y progresivo deterioro, y también desde 1998 hasta 2000. En el año 2001 el saldo público y el privado experimentan un cambio muy brusco.

**Gráfico 63. Saldos sectoriales Honduras. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1990-2015**



En la literatura académica podemos comprobar que durante esos años Honduras experimentó una notable expansión crediticia precedida de la aprobación de medidas de liberalización financiera. Al igual que otros muchos países latinoamericanos durante los años 90, Honduras llevó a cabo importantes reformas con el objetivo de liberalizar el mercado y hacerlo más competitivo y atractivo para el capital extranjero (World Bank, 2007). Antes de que estas reformas se llevaran a cabo, las autoridades públicas controlaban el mercado de crédito, pero no sólo a través de bancos estatales sino también a través del control directo del volumen, del precio y del destino de los créditos que ofrecían los agentes privados. Los tipos de interés estaban estrictamente regulados y el coeficiente legal de caja era muy elevado, lo que restringía el margen de maniobra de los bancos privados a la hora de desarrollar su actividad (Boucher *et al.*, 2005).

Pero con las reformas este panorama fue cambiando. En 1989 se redujo el coeficiente legal de caja, en 1990 se liberalizó el tipo de cambio y se facilitó la entrada de capital

extranjero, mientras que en 1992, con la aprobación de la ley más importante de todas, también se liberalizaron los tipos de interés. En 1993 la banca de desarrollo dejó la primera línea y pasó a canalizar sus recursos a través de los bancos comerciales y en 1995 las autoridades dejaron de intervenir en el destino del crédito privado. Por último, también en 1995 se activaron procedimientos para constituir y autorizar la fusión, liquidación y transformación de las instituciones del sistema financiero, y se establecieron medidas para que el mercado financiero hondureño fuese atractivo para la banca extranjera y, en general, para los capitales foráneos (Agurcia, 2013; Ramsses, 2007).

Uno de los sectores más afectados por esta liberalización fue el de la agricultura: a partir de 1992 el gobierno reforzó los derechos de propiedad de tierras, privatizó tierras cooperativas, amplió el mercado privado de crédito y liberalizó los tipos de interés, limitó las actuaciones públicas que redistribuían la tierra por ser contrarias al funcionamiento del mercado y limitó las herramientas del banco público que ofrecía créditos a los campesinos para así favorecer el desarrollo del crédito privado (Agurcia, 2013; Nassar *et al.*, 2017; Ramsses, 2007).

Este nuevo marco regulatorio sentó las bases para la proliferación de entidades bancarias: los 14 bancos comerciales que existían a final de los 80 pasaron a ser 23 en 1998 (Boucher *et al.*, 2005; Thorpe, 2000). El capital extranjero hizo su aparición en Honduras pero no a través de nuevas inversiones sino mediante adquisiciones y fusiones. En el proceso cinco bancos fueron cerrados o fusionados de forma que en 1999 sólo los diez bancos más importantes representaban el 75% de todos los activos bancarios. En consecuencia, el sector financiero aumentó su grado de desarrollo pero siguió estando fuertemente protagonizado por los bancos (que copaban el 90% del total de activos (Ramsses, 2007)) y altamente concentrado (Ramsses, 2007).

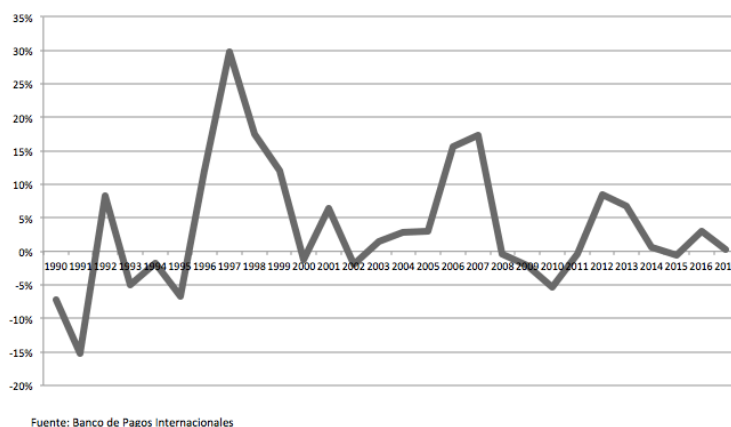
La entrada de inversión extranjera directa estuvo también acompañada por la afluencia de otro tipo de financiación externa, incluyendo las remesas (que pasaron de suponer el 2% del PIB al 7 % entre 1991 y 2000) (Agurcia, 2013; IMF, 2001a; Nassar *et al.*, 2017). Por su parte, el tipo de cambio se apreció casi ininterrumpidamente desde 1995 hasta 2001, lo que contribuyó a la entrada de capital (IMF, 2001a, 2006d).

Esta nueva situación permitió que el crédito al sector privado pudiera aumentar de forma acelerada: tal y como se puede ver en el Gráfico 64 en el año 1992 el crédito ya empezó a crecer por encima del PIB, pero dicha evolución se interrumpió en 1993 y 1994 debido a un hecho atribuido a la política monetaria y concretamente a su actuación sobre el coeficiente legal de caja (IMF, 2006d). No obstante, entre el año 1995 y 1999 creció con fuerza (la tasa de crecimiento del crédito llegó a ser del 47,5% en 1997 (Agurcia, 2013)) y su peso sobre el PIB pasó desde el 24% hasta el 37% en dicho periodo (IMF, 2001a, 2020).

Algunos autores señalan que dicha expansión crediticia puede considerarse como un boom con pico en 1999 (Agurcia, 2013; Ramsses, 2007). Derivado de la estructura en la propiedad del sector recién señalada, la mayor parte del crédito fue facilitado por la banca nacional: en 1999 sólo el 9% había sido suministrado por bancos extranjeros. Uno de los destinos más importantes del crédito fue el sector inmobiliario, pues su volumen se triplicó entre 1995 y 2000, aumentando el peso desde el 10% hasta el 15,5% del crédito total, un crecimiento muy alejado del experimentado por el resto de

sectores, sólo seguido por el sector agropecuario (Bedoya, 2017; Dell’Ariccia *et al.*, 2016; Meng y Gonzalez, 2017).

**Gráfico 64. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Honduras. Datos en porcentaje. 1990-2017**



Esta expansión crediticia fue acompañada de un destacado crecimiento económico, lo cual era todo un hito porque no se había conseguido algo similar en el país desde 1960; la fuerte dependencia del sector agrícola de Honduras explica que su evolución económica fuese muy volátil y que se hubiese situado entre las más débiles de toda la región de América Central (Agurcia, 2013). La tasa de crecimiento real del PIB fue del 3,5% en 1996, del 5,7% en 1997 y del 2,9% en 1998 (IMF, 2006d, 2008b).

No obstante, en octubre de 1998 el país sufrió las consecuencias humanas, económicas y sociales del huracán Mitch y eso provocó que el PIB volviese a caer en 1999 un 3% (IMF, 2001a, 2008b). El año siguiente el PIB volvió a expandirse en un 5% en términos reales, pero los efectos de la recesión internacional del año 2001 y el colapso de los precios del café asestaron un importante golpe en la actividad económica del país, lo que sumado a una política monetaria contractiva, ralentizó el crecimiento del crédito (IMF, 1999a; Ramsses, 2007).

La expansión del crédito volvió a reactivarse en 2003 y se mantuvo con fuerza (con tasas de crecimiento anual entre el 22 y 26%) hasta la crisis del año 2008 (Agurcia, 2013; IMF, 2001a), lo que permitiría explicar por qué Honduras casi volvió a registrar superávit público en 2007.

## 20.2 *Análisis econométrico*

No se han conseguido datos con frecuencia trimestral de ninguna de las dos variables, por lo que se ha procedido a construir tanto  $s_t$  como  $d_t$  a partir de la trimestralización de sus valores anuales<sup>57</sup>. El período de análisis comienza el primer trimestre de 1990, coincidente con el primer valor disponible, y finaliza el último de 2001, cuando el país entra en crisis y cuando el superávit fiscal se revierte.

<sup>57</sup> El número de valores en frecuencia anual es insuficiente para encontrar vínculos sólidos entre las dos variables.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  tiene una raíz unitaria mientras que  $d_t$  tiene dos. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 2, 3, 4 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 53. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-2001q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	25,86413	20,26184	0,0076
Como mucho 1	4,000912	9,164546	0,4120
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	21,86322	15,89210	0,0051
Como mucho 1	4,000912	9,164546	0,4120

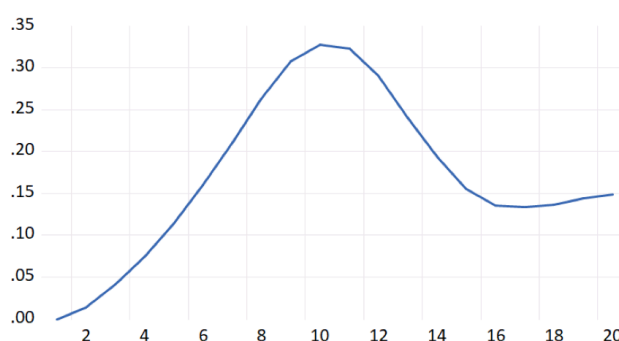
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 54. Estimación del VECM 1990q1-2001q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,716227 [-6,55005]	0,415248
$\alpha$	-0,148363 [-3,99127]	0,310192 [1,43361]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 65. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 91,13% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Teniendo presente en todo momento que son datos trimestralizados y no originales, nuestros resultados señalan que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas hondureñas durante el periodo 1990q1-2001q4.

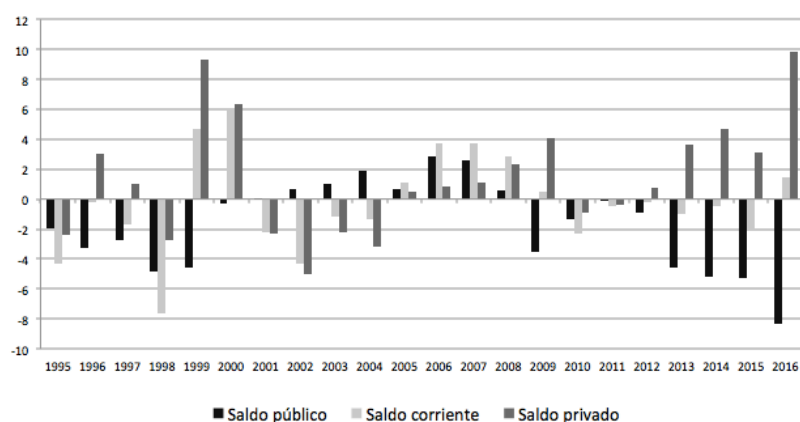
En definitiva, Honduras alcanzó superávit fiscal entre 1996 y 2000 coincidiendo con una expansión crediticia, aunque la misma no fue sobresaliente, no estuvo acompañada de una burbuja inmobiliaria, ni acabó en una fuerte crisis económica.

## 21. ECUADOR

### 21.1 *Análisis descriptivo*

En el intervalo temporal que comprende desde 1995 a 2016 Ecuador presenta 4 años seguidos en el cuadrante IVd: de 2001 a 2004. Desde el año 2000 el saldo público mejora progresivamente, aunque sigue mejorando más allá de 2004. Lo que marca el fin de la combinación sectorial propia del cuadrante IVd no es, por lo tanto, el final del superávit público sino del déficit por cuenta corriente y del déficit privado.

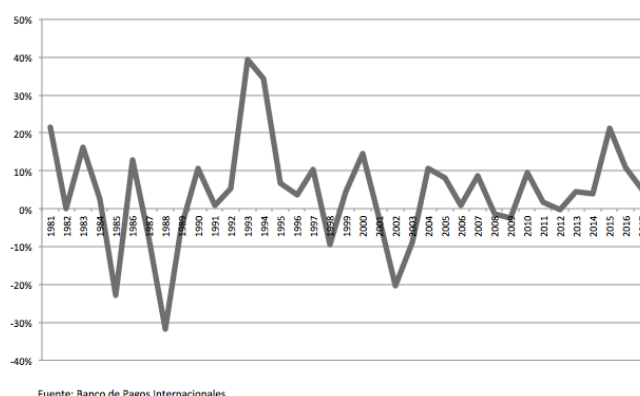
**Gráfico 66. Saldos sectoriales de Ecuador. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional

Ecuador presenta un caso verdaderamente atípico, porque el deterioro del saldo privado y del corriente no coinciden con ningún boom de crédito. En el Gráfico 67 podemos ver cómo el crédito sobre el PIB cae entre 2001 y 2003, que son años de cuadrante IVd, creciendo sólo en 2004, último año de este periodo.

**Gráfico 67. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Ecuador. Datos en porcentaje. 1981-2017**



En realidad Ecuador sí experimentó un proceso de liberalización financiera que sentó las bases para un boom de crédito que terminó en crisis financiera, pero esto ocurrió en los años 90 y no a principio del siglo XXI (Agurcia, 2013; Arena *et al.*, 2015; Hansen y Sulla, 2013; IMF, 2008b; Matos, 2017). El crédito al sector privado sobre el PIB creció desde el 12% en 1990 hasta el 32% en 1999, año en el que estalló la crisis produciendo una caída del 6,2% del PIB (Beckerman y Solimano, 2002; Jacome, 2004), que podrían explicar en buena medida por qué el ratio crédito sobre PIB creció tanto en el año 2000. La crisis desencadenó un panorama macroeconómico desastroso: inflación de casi tres dígitos, desconfianza en la moneda, fuga de depósitos, establecimiento de corralitos, quiebras bancarias... Para conseguir estabilidad el gobierno dolarizó por completo su economía y firmó un programa de ayuda y ajuste con el Fondo Monetario Internacional que incluía masivas privatizaciones de empresas públicas, cuantiosos recortes en gasto público y aumentos de impuestos, una flexibilización muy importante del mercado laboral y una reestructuración de la deuda externa (Ontaneda, 2017; Quispe-Agnoli y Whisler, 2006). Tal vez esta peculiar situación es lo que podría explicar el menoscabo del saldo del sector privado y el superávit del sector público en un contexto de déficit por cuenta corriente sin expansión crediticia.

La crisis bancaria duró hasta final de 2002 y los programas con el Fondo Monetario Internacional se mantuvieron hasta el año 2005, momento en el que la economía comenzó a crecer con fuerza fundamentalmente gracias a la buena evolución de los precios del petróleo que, en una economía caracterizada por la exportación de hidrocarburos, provocó un superávit por cuenta corriente –implicando el final del cuadrante IVd– (Ontaneda, 2017; Quispe-Agnoli y Whisler, 2006). Esta buena evolución de los precios, y por lo tanto del saldo por cuenta corriente, se mantuvo hasta 2009, cuando las exportaciones de petróleo y las remesas cayeron como consecuencia de la crisis internacional (Carrel, 2007; de la Torre *et al.*, 2020; Quispe-Agnoli y Whisler, 2006).

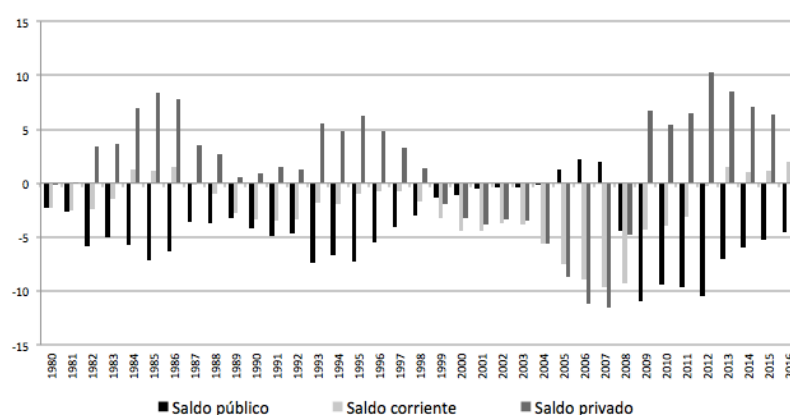
En resumen, Ecuador presenta un caso absolutamente especial porque los años en cuadrante IVd no coinciden con ninguna expansión de crédito. Ni este caso se ajusta a nuestra hipótesis ni tenemos explicación de por qué no lo hace. Lo único que tal vez podría tener sentido –aunque no parece probable– es que dicha combinación sectorial se deba a un periodo de fuerte ajuste fiscal e importantes privatizaciones que intensificaron el daño que la crisis bancaria había provocado en las cuentas del sector privado así como produjo una mejora en las cuentas públicas. El fin de este periodo se explica conjuntamente por el final de los programas de ajuste y por un incremento importante de los precios del petróleo, que mejoró notablemente el saldo por cuenta corriente hasta hacerlo superavitario. Pero esto es sólo una sospecha y, además, poco verosímil.

## 22. ESPAÑA

### 22.1 *Análisis descriptivo*

Entre 1980 y 2016 España presenta tres años en cuadrante IVd: 2005, 2006 y 2007. Se aprecia una mejora del saldo público desde 1995 que se prolonga hasta 2007 y que es paralela a un deterioro progresivo de los saldos privado y corriente. En el año 2008 el superávit público se revierte bruscamente y el privado mengua notablemente, para pasar a superávit en el año 2009.

**Gráfico 68. Saldos sectoriales de España. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1980-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional

La economía española experimentó un periodo de destacada expansión durante el periodo que va desde 1995 hasta 2008, con una tasa media de crecimiento anual del 3,7%, notablemente superior a la de la Eurozona, que fue del 2,3%. Muchos autores han calificado este modelo de crecimiento como “liderado por deuda” por basarse fundamentalmente en la financiación bancaria de una inversión y de un consumo que además se orientaron hacia el sector inmobiliario, provocando e interrelacionando así una burbuja de crédito con una inmobiliaria (Hein, 2013a; Stockhammer, 2011). Desde el año 1997 las tasas de crecimiento del crédito fueron siempre de dos dígitos (llegando a superar el 20% a partir de 2005), muy por encima de la tasa de crecimiento del PIB, lo que indica que una parte creciente de dicha financiación no se destinaba al proceso de producción sino a la compra de activos existentes como el resultado de expectativas de beneficios crecientes en el contexto de una dinámica especulativa (Sanabria y

Medialdea 2016)<sup>58</sup>. El cierre del crédito en 2008 provocó el estallido de dichas burbujas dando paso a la peor crisis económica que ha sufrido España desde la Guerra Civil (1936-1939) y que tuvo consecuencias mucho más graves que la que sufrieron otras grandes economías del entorno (Buendía, 2018).

Existe un amplio consenso en la identificación de muchos de los factores explicativos de dicha burbuja de crédito e inmobiliaria, ambas fuertemente interrelacionadas. En cuanto a la primera, la cesión de la política monetaria estatal en favor del Banco Central Europeo conllevó que los tipos de interés cayeran a niveles inusualmente bajos, además de que sus niveles reales fueron mucho más bajos que los del resto de países de la unión monetaria debido a los diferenciales de inflación (Ferreiro *et al.*, 2013; International Monetary Fund, 2009). Este contexto de financiación barata no hizo sino sentar las bases para un colosal crecimiento del crédito bancario. Al mismo tiempo, dicha incorporación a la Unión Monetaria eliminó el riesgo de tipo de cambio e intensificó una liberalización financiera que ya llevaba tiempo en marcha, facilitando aún más las transacciones financieras entre sus países miembros y abriendo las puertas al capital financiero extranjero necesario para nutrir una demanda de crédito que excedió notablemente las propias capacidades financieras de la economía española (Abiad *et al.*, 2010; Buendía, 2018).

Con respecto a la burbuja inmobiliaria, ese mismo avance en la integración en instituciones supranacionales generó un clima de optimismo que favoreció la inversión residencial (y también la empresarial). Esa inversión residencial respondió originalmente y en cierta medida a factores demográficos y culturales: la generación del *baby boom* (que en España surgió diez años más tarde que en Europa) alcanzó la edad en la que era tradicional adquirir una vivienda para formar una familia<sup>59</sup>; la población creció a ritmos elevados por primera vez en mucho tiempo (pasando de 39,5 millones a 44,5 en menos de diez años) y debido fundamentalmente a los flujos de inmigración (que explicaron el 80% del incremento poblacional); las familias comenzaban a ser menos numerosas debido a cambios en los estilos de vida y ello aumentaba el número de viviendas demandadas... (García Mora *et al.*, 2007; International Monetary Fund, 2009). Sin embargo, no toda la demanda residencial estuvo explicada por factores reales ni mucho menos: se construyeron y vendieron muchísimas más viviendas de las que necesitaba la población española<sup>60</sup>, lo que indicaría el carácter especulativo de dicho proceso (Banco de España, 2017).

Por otro lado, en 1998 se aprobó una nueva ley que facilitó y disparó las recalificaciones urbanísticas permitiendo así que se pudiera construir en casi todas las partes del país (Chislett, 2013), así como muchos incentivos y bonificaciones fiscales sobre la compra

---

<sup>58</sup> Partiendo del análisis de Keen (2011) por el cual se asume que la parte de la demanda que supera el PIB es financiada por deuda y no por ingresos y que por lo tanto revela una dimensión especulativa, Sanabria y Medialdea (2016) cuantifican que desde 1995 hasta 2000 esa demanda de deuda creció desde un 11,3% a un 26% del PIB para acelerarse después hasta alcanzar en 2006 el 56,9% del PIB.

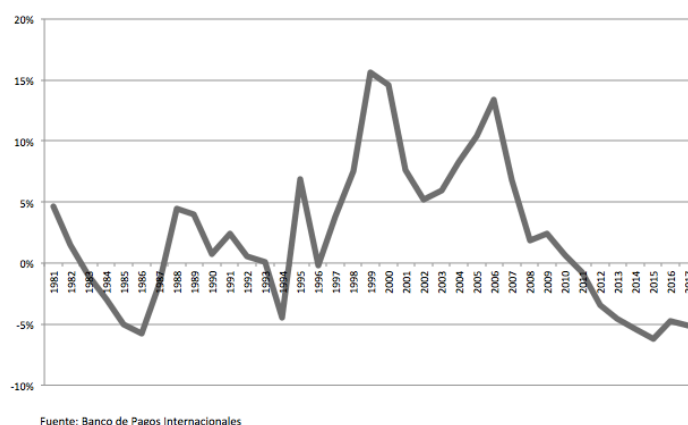
<sup>59</sup> El 87% de la riqueza de los hogares españoles se concentraba en propiedades inmobiliarias mientras que este peso alcanzaba el 60% en la Eurozona. Esto refleja un elevado ratio de propiedad (82%), incluyendo segunda residencia (el 30% de la población), y sobre todo una fuerte preferencia por utilizar la vivienda como un activo de ahorro (International Monetary Fund, 2009). Por su parte, el mercado del alquiler en España estaba muy subdesarrollado, pues sólo suponía el 12% de las propiedades residenciales o un tercio de la media de la OCDE (García Mora *et al.*, 2007; Garzón *et al.*, 2018).

<sup>60</sup> Mientras que a mediados de los años 90 se construyeron anualmente 350.000 viviendas, en los años 2000 esa cantidad aumentó a 650.000, más que las construidas en Italia y Francia conjuntamente a pesar de albergar más población (García Mora *et al.*, 2007; Garzón *et al.*, 2018).



de viviendas (García Montalvo, 2007). Por último, el denominado “efecto riqueza” combinó el fenómeno de la inversión inmobiliaria con el incremento del crédito debido a que el mayor valor del patrimonio inmobiliario respaldaba como colateral la nueva demanda de créditos (García Mora *et al.*, 2007; Garzón *et al.*, 2018).

**Gráfico 69. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en España. Datos en porcentaje. 1981-2017**



Entre 1995 y 2007, el crédito otorgado a las familias y a las empresas no financieras españolas aumentó a unas extraordinarias tasas medias anuales del 17% y del 15%, respectivamente, frente a un avance medio del PIB nominal del 7,5% (Banco de España, 2013). Dicho crecimiento del crédito tuvo tendencia exponencial, aunque se vio frenado en 2001 y 2002 en consonancia con un entorno internacional caracterizado por recesión económica. En cualquier caso, muy pronto se reanudó el ritmo y ya en septiembre de 2004 la tasa media anual del crédito a las familias superó el 20% mientras que la de las empresas no financieras lo hizo en 2005, todo ello en coherencia con el mencionado enfoque minskiano. El resultado final fue que la deuda de las empresas no financieras se multiplicó por 6 y la de los hogares por 6,2 (Sanabria y Medialdea, 2016).

Aproximadamente el 60% de ese crecimiento del crédito se orientó hacia la construcción y el sector inmobiliario, que experimentó un ritmo medio anual del 15,7% entre 1995 y 2007 (Molero-Simarro, 2014)<sup>61</sup>. En cambio, el crédito destinado a sectores de alta productividad o incluso a pequeñas y medianas empresas fue escaso (Fishman, 2012), mientras que el crédito destinado a otros fines como el consumo tuvo un incremento anual medio del 14,6% entre 2000 y 2007 frente a un 19,7% del crédito destinado a la vivienda (Banco de España, 2017).

Este incremento del crédito estimuló el consumo pero especialmente la inversión, que registró tasas de crecimiento anual del 6,1% durante todo el periodo de análisis y que llegó a alcanzar un peso del PIB del 30,7% en 2007 cuando en 1996 tenía uno del 21,4% (Buendía, 2018). Fueron 7,2 puntos porcentuales -de los 9,1 que creció la tasa de inversión durante el periodo de expansión- los que corresponden al sector de la construcción (Sanabria y Medialdea, 2016), cuyo peso sobre el total del valor añadido llegó a alcanzar el valor del 11,2% en el año 2007 cuando en otros países más poblados

<sup>61</sup> No obstante, tal y como señalan (Banco de España, 2006), el crédito indirectamente vinculado con el sector inmobiliario es mayor, porque en esta cifra no se incluye la demanda de crédito inducida por el sector (muebles, electrodomésticos, fabricación o alquiler de maquinaria de construcción, etc).

como Francia, Alemania, Italia o Reino Unido no llegó a superar el 7%, todo ello acorde a datos de la base de datos macroeconómico anual de la Comisión Europea (AMECO). Mientras que en 1996 el 32,6% de las inversiones se destinaban al sector inmobiliario, en 2007 ese peso era casi del 40%. Por el contrario, el peso de la inversión en maquinaria cayó desde un 21,3% en 1996 hasta el 16% en 2007 (Mas *et al.*, 2005). Por su parte, el número de empleados afiliados a la Seguridad Social en el sector de la construcción creció en más de un millón, a los que habría que sumar todos los empleos creados como efecto arrastre de dicho sector (Banco de España, 2017).

Como ya se ha señalado, estos sobresalientes niveles de endeudamiento, de consumo y de inversión pudieron darse fundamentalmente gracias al “efecto riqueza” y a la expectativa generalizada de obtención de mayores beneficios, ambos efectos derivados a su vez del incremento de los precios de los inmuebles y todo ello en un contexto de intereses muy bajos, desregulación financiera y gran laxitud en el control de riesgos para la concesión de créditos. En el caso del efecto riqueza, la tenencia en propiedad de un activo con valor ascendente facilitaba la obtención de nuevos créditos destinados al consumo o a la compra de vivienda puesto que dicho activo se aceptaba como colateral por las entidades bancarias. Acorde a cálculos del Banco de España (2006) una variación en el precio de la vivienda del 10% implicaba un cambio en el consumo privado en la misma dirección por un importe equivalente al 0,8% del PIB aproximadamente. En el caso de la expectativa de mayores beneficios, la posibilidad y facilidad de revender la vivienda por un precio superior estimulaba a su vez nuevas compraventas, generando así una retroalimentación de naturaleza especulativa. Estos fenómenos quedaban reforzados por el importante hecho de que el 82% de la población tenía su vivienda en propiedad, de forma que cambios en sus precios producían efectos sobre la casi totalidad de las familias, incluyendo las del percentil 20 más bajo (Banco de España, 2008).

Según datos del Instituto Nacional de Estadística, entre 1999 y 2006 el precio por metro cuadrado de las viviendas de mercado se incrementaron un 117%<sup>62</sup> (Garzón *et al.*, 2018). Utilizando la estadística de valor tasado del Ministerio de Fomento, los precios de las viviendas en términos reales se multiplicaron por dos mientras que en términos nominales lo hicieron por 2,5 (Banco de España, 2006; García Mora *et al.*, 2007). Estos precios aumentaron mucho más que los precios del resto de la economía (Mateo y Montanyá, 2018).

Este proceso finalizó en el año 2007 dejando a las familias y empresas con un sobreendeudamiento muy elevado: la deuda las familias era del 81% sobre el PIB mientras que la de las empresas no financieras superaba el 131%. En el caso de las familias esta deuda suponía el 130% de sus ingresos disponibles, estando concentrada en más del 40% de la población, cuando tan sólo una década antes ese peso era sólo del 10% (Banco de España 2013). Este desastroso estado financiero de las familias y empresas, mucho más deteriorado que el de otras economías europeas de similar tamaño, explica en buena medida por qué la crisis española fue tan intensa (Garzón *et al.*, 2018).

---

<sup>62</sup> En cambio, la población con edades comprendidas entre los 20 y 49 años sólo creció en un 27%, de nuevo señalando la existencia de una dinámica especulativa (Banco de España, 2006).

Utilizamos los datos de saldo público en porcentaje del PIB y en frecuencia trimestral ( $s_t$ ) de la Oficina Estadística de la Comisión Europea (Eurostat), mientras que para la deuda del sector privado en porcentaje sobre el PIB y en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) utilizamos los datos del Banco de Pagos Internacionales. El periodo de análisis comienza el primer trimestre de 1995, cuando se inicia la burbuja de crédito, hasta el último trimestre de 2008, cuando la crisis internacional afecta al país y cuando el superávit fiscal se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es integrada de orden 1 mientras que  $d_t$  es de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos el retardo 4 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 55. Prueba de Cointegración de Johansen 1995q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 4 a 4**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	29,05030	20,26184	0,0024
Como mucho 1	5,983993	9,164546	0,1919
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	23,06630	15,89210	0,0031
Como mucho 1	5,983993	9,164546	0,1919

La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 56. Estimación del VECM 1995q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-1,483119 [-5,65642]	4,938578
$\alpha$	-0,293411 [-3,22651]	0,286874 [3,66507]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un

efecto positivo sobre la variable saldo. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 70. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



También es significativo el coeficiente en la variable  $d_t$ , lo que señala que el saldo también ejerce un efecto significativo sobre en la evolución de la deuda. Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 89,52% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas española durante el periodo 1995q1-2008q4, y que el saldo también ejerce un impacto significativo en la evolución de la deuda.

En resumen, la única vez que España ha registrado superávit fiscal en la historia reciente del país se debe a la la mayor burbuja de crédito de dicha historia.

## 23. IRLANDA

### 23.1 *Análisis descriptivo*

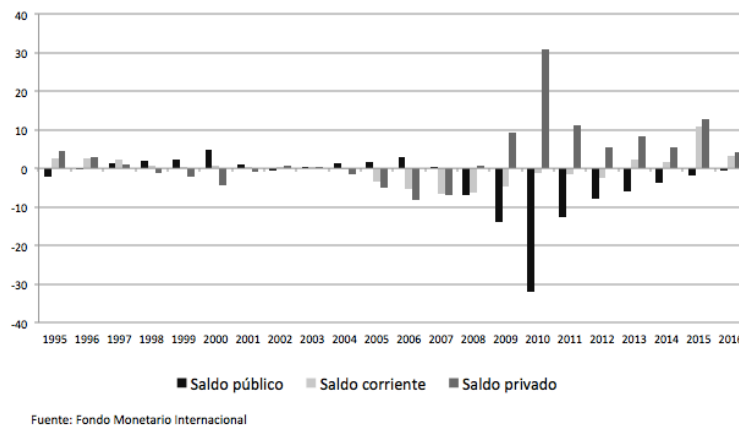
En el Gráfico 71 se muestran los saldos sectoriales de Irlanda desde 1995 a 2016. Cuatro años se encuentran en el cuadrante IVd: 2004, 2005, 2006 y 2007. El saldo público mejora desde un ligero déficit 2002 hasta un holgado superávit en 2006. No obstante, dicho superávit ya existía entre los años 1997 y 2001. La diferencia entre los dos periodos es que durante el primero había superávit por cuenta corriente, mientras que en el segundo no. En consecuencia, la aparición del cuadrante IVd se debe más a un deterioro del saldo por cuenta corriente que a una mejora del saldo público.

Es decir, nos estaríamos encontrando con un caso similar al de Noruega, Corea, Hong Kong y Tailandia: la anomalía no sería alcanzar superávit público sino déficit por cuenta corriente, aunque en esta ocasión el registro de dicho déficit no es algo que sólo ocurra durante los años del cuadrante IVd, sino que se alarga desde 2003 a 2012. No obstante, siguen siendo sólo 9 años de los 22 disponibles.

Esta facilidad para alcanzar y mantener superávit por cuenta corriente se debe a que desde mitad de los años 80 Irlanda se convirtió en una potencia exportadora altamente globalizada gracias a importantes inversiones realizadas por empresas transnacionales, fundamentalmente de elevada tecnología e insertas en cadenas de producción global (BBVA, 2013; Rodríguez Cabrero, 2011; Rubio, 2007). Las ramas industriales más importantes en las que se produjeron estas inversiones fueron la electrónica, farmacia e instrumental médico, donde las empresas de propiedad extranjera llegaron a suponer

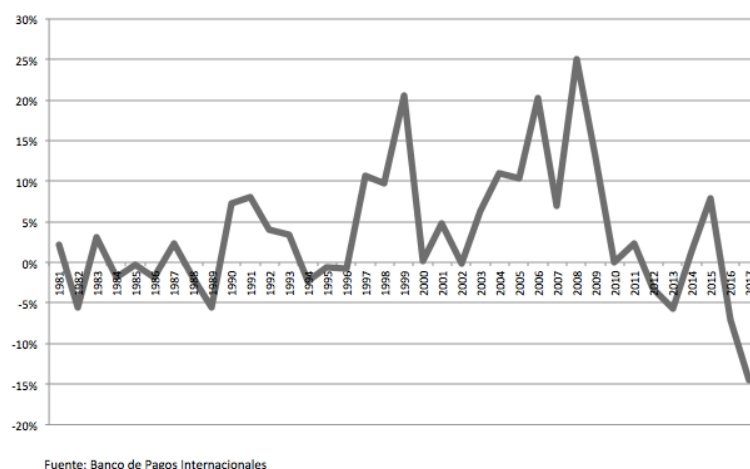
el 90% del producto. Su orientación hacia el mercado exterior era muy destacado: aproximadamente el 90% de todas las manufacturas exportadas (y el 80% del total de las exportaciones) correspondían a las empresas de propiedad extranjera (Byrne y O'Brien, 2015; Honohan y Walsh, 2002). El valor de las exportaciones superaban el Producto Interno Bruto y alcanzaban el 90% del PIB. De ahí que se considere que el modelo de crecimiento irlandés pasase a estar liderado por las exportaciones (Honohan y Walsh, 2002).

**Gráfico 71. Saldos sectoriales de Irlanda. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2016**



¿Por qué el saldo por cuenta corriente se deteriora hasta dejar paso al cuadrante IVd en 2003? De nuevo, la respuesta hay que encontrarla en la existencia de un importante boom crediticio financiado externamente y de una colosal burbuja inmobiliaria desde el año 2001 al 2008 que disparó el consumo y las importaciones (Dineen *et al.*, 2017; Fountas, 2000; Pina, 2011). En el Gráfico 72 se puede comprobar cómo el crédito creció mucho más que el PIB entre 2002 y 2008, un vertiginoso ritmo sin parangón durante todo el periodo que va desde 1981 a 2017 (exceptuando los años 1997, 1998 y 1999).

**Gráfico 72. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Irlanda. Datos en porcentaje. 1981-2017**



En 2008 la Gran Crisis Financiera afectó a Irlanda de forma fulgurante: el PIB cayó un 4,5% ese año y 5,1% en 2009, el sistema bancario entró en bancarrota casi por completo

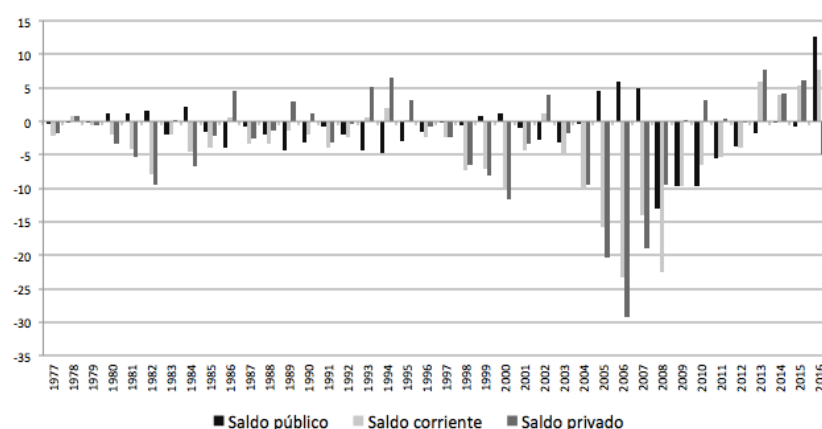
(lo que conllevó uno de los rescates bancarios más costosos de la historia en relación al PIB y el desempleo se disparó (Donovan y Murphy, 2013; Mercille, 2015).

## 24. ISLANDIA

### 24.1 *Análisis descriptivo*

En el Gráfico 73 se puede constatar que Islandia presenta muchos años situados en el cuadrante IVd, agrupados en tres periodos distintos: 1980-1984 (exceptuando 1983); 1999-2000; y 2005-2007. En las tres ocasiones se aprecia el mismo comportamiento sectorial: mejora del saldo público de forma paralela a un importante deterioro del saldo privado y del saldo por cuenta corriente, siendo este deterioro mucho más intenso en el último periodo.

**Gráfico 73. Saldos sectoriales de Islandia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1977-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial para años anteriores a 1980

Acorde a la literatura existente, el primer periodo (1980-1984) coincide con un ciclo de expansión del crédito (orientado fundamentalmente al consumo de bienes duraderos) y de los precios que se ubica entre 1979 y 1984, aunque hay pocas referencias bibliográficas debido a que la crisis resultante no fue tan intensa, pues sólo desencadenó una crisis bancaria no sistémica, relativamente pequeña, vinculada a las crisis coetáneas de los países latinoamericanos y que no dejó mucha huella en la economía real (Dineen *et al.*, 2017; Donovan y Murphy, 2013; Ó Riain, 2012). Por su parte, los dos últimos periodos coinciden con el desarrollo de la burbuja económica más intensa del mundo en relación al tamaño de la economía (Andersen y Gudmundsson, 1998; Einarsson *et al.*, 2016; Mishkin y Herbertsson, 2011) y que desencadenó un colapso bancario sin parangón en el mundo desarrollado y muy atípico en tiempos de paz (Ólafsson, 2011), datándose habitualmente su origen a mitad de los años 90 y su desenlace en 2008. En el año 2001 hubo una importante recesión que detuvo temporalmente dicho boom (Danielsson, 2009; Sigurjonsson y Mixa, 2011) y que podría explicar la separación en dos periodos distintos. Debido a las pocas referencias bibliográficas, a continuación sólo nos centraremos en el boom económico de finales del siglo XX y comienzos del XXI.

Este último boom no se puede entender sin hacer mención al proceso de liberalización del mercado financiero que experimentó Islandia a mitad de los años 80. Antes de esa fecha, este mercado (así como el resto de la economía) estaba fuertemente regulado y

politizado en comparación con la mayoría de los países occidentales. La adopción de compromisos para unirse al Área Económica Europea prevista para 1994 aceleró el proceso de liberalización a principios de los años 90 (Central Bank of Iceland, 2011; Portes *et al.*, 2011). Entre otras medidas, se abolieron los controles de cambio de divisas, se extendió la libertad en el movimiento de servicios y de capital, se liberalizaron los tipos bancarios domésticos y se permitió que el tipo de cambio fluctuara en bandas que crecieron progresivamente hasta 2001, momento en el que se dejaron fluctuar libremente (Danielsson y Zoega, 2009; Einarsson *et al.*, 2016; Halldorsson y Zoega, 2010).

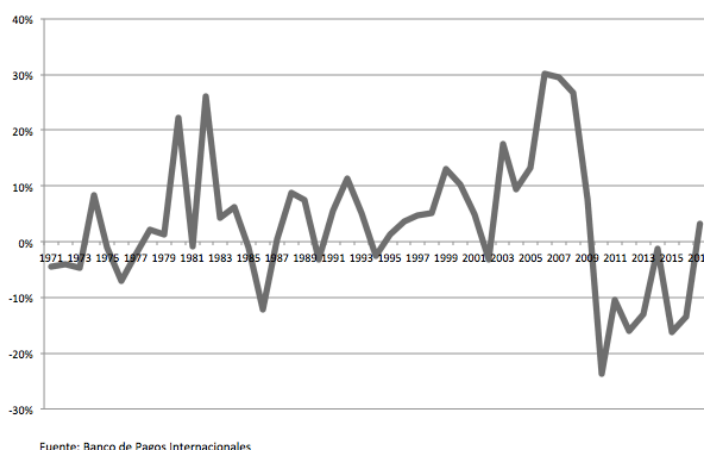
Sin embargo, el sistema bancario apenas se vio entonces reformado; los tres principales bancos siguieron siendo estatales y siguieron estando altamente controlados por el poder político (Carey, 2009; Ólafsson, 2011; Sigurjonsson, 2011). Hubo que esperar hasta el año 1997 para que estos tres bancos fueran progresivamente privatizados, proceso que culminó en 2003 (Halldorsson y Zoega, 2010). Una diferencia notable con respecto a las privatizaciones realizadas en otros países es que en Islandia no se vendieron los bancos estatales al capital extranjero, sino que fueron adquiridos por capital local industrial muy vinculado al poder político y con poca experiencia en el sector bancario (Aliber, 2011; Danielsson y Zoega, 2009; Halldorsson y Zoega, 2010).

Las privatizaciones, la liberalización del sector financiero islandés y su integración en el mercado europeo permitieron que la banca islandesa se internacionalizara con facilidad, haciéndolo además de una forma muy destacada y agresiva (Aliber, 2011; Sigurjonsson, 2011; Sigurjonsson y Mixa, 2011). Los abundantes fondos a bajos tipos de interés del mercado internacional explican que los bancos islandeses recurrieran sin descanso a la financiación extranjera para cubrir las necesidades de consumo e inversión de su economía doméstica (Mishkin y Herbertsson, 2011; Ólafsson, 2011; Portes *et al.*, 2011).

En el Gráfico 74 se puede observar cómo el crédito crece muy por encima del PIB entre 1998 y 2001 y, especialmente, entre 2003 y 2008 (también en 1982).

El crédito total al sector privado no financiero creció a una tasa anual promedio del 30% entre 2003 y 2007 (Carey, 2009; Danielsson y Zoega, 2009). El crédito a las empresas creció mucho más que el crédito a los hogares: la deuda empresarial se triplicó hasta alcanzar el 284% del PIB en 2007, mientras que la deuda de los hogares se duplicó y llegó al 103% del PIB (Carey, 2009). Este intenso crecimiento del endeudamiento empresarial se debió sobre todo a la agresiva expansión de muchas empresas islandesas en el norte de Europa. En muchos casos la deuda fue denominada en moneda extranjera, aunque en el caso de los hogares esto fue menos importante. Esto es así porque en una economía pequeña como la islandesa los tipos de interés elevados animan a las empresas y familias a endeudarse en moneda extranjera (Carey, 2009; Christiansen, 2011; Danielsson y Zoega, 2009; Zoega, 2011). En 2007 el 14% de todos los préstamos hipotecarios fueron denominados en moneda extranjera (Central Bank of Iceland, 2011; Christiansen, 2011; Danielsson, 2009). En el caso de las empresas, este porcentaje rondaba el 52% (Portes *et al.*, 2011).

**Gráfico 74. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Islandia. Datos en porcentaje. 1971-2017**



Evidentemente todo este incremento del crédito vino de la mano de una importante expansión económica espoleada por la inversión y el consumo. Entre 2003 y 2007 la tasa promedio de crecimiento anual fue del 6,3%, muy por encima de los registros de otros periodos, incluyendo el de 1995-1999, que fue del 5% (Mishkin y Herbertsson, 2011). La tasa promedio de todo el periodo desde 1994 a 2007 fue de 4,03% (Carey, 2009; IMF, 2011).

La inversión empresarial se disparó, creciendo a una tasa promedio del 19% entre 2003 y 2007 (Sigurjonsson, 2011). Las ramas industriales que más aportaron al crecimiento durante estos años fueron la farmacéutica, la inmobiliaria, el comercio al por menor, el transporte y el procesamiento de alimentos. Desde 1998 las ramas que más destacaron fueron los servicios financieros y de seguros y el sector inmobiliario, cuyo peso sobre el PIB aumentó desde el 17% del PIB hasta el 26% (Carey, 2009). El consumo privado, alentado por recortes impositivos, un tipo de cambio apreciado y buenas condiciones de financiación hipotecaria, creció también por encima del PIB, aunque sólo ligeramente (Portes *et al.*, 2011; Sigurjonsson y Mixa, 2011). Hay que tener en cuenta que la inversión y el consumo aumentaron desde cotas muy elevadas (Carey, 2009).

La inversión en la construcción residencial creció con fuerza a una tasa promedio del 14% anual entre 2003 y 2007 hasta alcanzar un pico del 7% del PIB, muy por encima de la media histórica (Halldorsson y Zoega, 2010). Esto es algo que siempre ocurre en las economías que experimentan una burbuja inmobiliaria: los precios reales de las viviendas crecieron muy por encima de sus niveles de equilibrio a largo plazo (Carey, 2009; IMF, 2011); un 89% entre 2000 y 2008 (Aliber, 2011; Central Bank of Iceland, 2011; Zoega, 2011). Este elevado incremento de precios afectó de manera muy importante a los balances de los islandeses, muy acostumbrados a tener viviendas en propiedad, pues mejoró su situación para endeudarse al ser permitidos los activos inmobiliarios como colateral en los créditos bancarios (Carey, 2009). Ello no hizo sino fomentar aún más el recurso al endeudamiento.

Una particularidad idiosincrática del boom crediticio de Islandia es que los precios de los activos inmobiliarios crecieron menos que los precios de las acciones, al menos a partir de 2003, en vez de crecer de forma aproximada como suele ser lo habitual. El



índice de la bolsa islandesa creció un 390% entre 2003 y 2007, un ritmo superior al de los países de la OCDE (Carey, 2009).

El saldo público mejoró con fuerza a pesar de que se aplicó una política expansiva durante todos estos años, especialmente reduciendo la carga tributaria. Se redujo el tipo impositivo a los beneficios desde el 30% al 18% en el año 2001 y al 15% en 2008 (situándose entre los más bajos de Europa), se redujo el tipo del impuesto sobre la renta desde el 49% al 35%, se abolieron los impuestos sobre la herencia y la propiedad, se estableció un tipo fijo del 10% para todas las formas de ingresos por capital, y se bajó el impuesto sobre el valor añadido en 2007. Sin embargo, los ingresos por derechos de importación, por salarios crecientes, por la expansión financiera y por la burbuja de activos crecieron con fuerza y compensaron con creces esta política de relajación impositiva (Aliber, 2011; Carey, 2009; Central Bank of Iceland, 2011; Zoega, 2011). De hecho, Christiansen (2011) y Halldorsson y Zoega (2010) estiman que dos tercios de la mejora del saldo público entre 2002 y 2007 se deben únicamente al incremento de los ingresos. La recaudación por propiedad estatal, por impuestos indirectos y por impuestos sobre los beneficios empresariales aumentó muy por encima del PIB (Carey, 2009).

## 24.2 *Análisis econométrico*

No se han encontrado datos trimestrales de saldo público anteriores al año 2004<sup>63</sup>, por lo que se han trimestralizado los datos que ofrece el Fondo Monetario Internacional en frecuencia anual desde 1980 y los del Banco Mundial desde 1976 hasta 1980, conformando una nueva serie temporal ( $s_t$ ). Con respecto a la deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ), el Banco Central de Islandia y el organismo oficial de estadísticas (Statistics Iceland) ofrecen datos de deuda privada y de PIB, respectivamente, desde el primer trimestre de 1995. No obstante, para la primera expansión crediticia (que abarca años anteriores) se ha convertido en frecuencia trimestral la serie anual ofrecida por el Banco de Pagos Internacionales desde 1976. Comenzamos por la primera expansión crediticia, cuyo periodo comienza el primer trimestre de 1976 por no tener datos anteriores y finaliza el último trimestre de 1984, cuando se detona la crisis bancaria.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es intergrada de orden 1 mientras que  $d_t$  es de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizadno la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 2, 3, 4 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una

<sup>63</sup> Se trató de contactar tanto con el organismo oficial de estadísticas de Islandia (Statistics Iceland) como con el banco central, pero no hubo respuesta.

relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 57. Prueba de Cointegración de Johansen 1976q1-1984q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	36,79065	20,26184	0,0001
Como mucho 1	7,419879	9,164546	0,1060
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	29,37077	15,89210	0,0002
Como mucho 1	7,419879	9,164546	0,1060

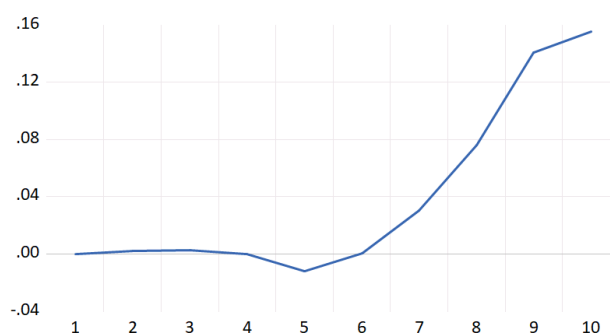
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 58. Estimación del VECM 1976q1-1984q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,049709 [-3,14942]	-0,063948
$\alpha$	-0,233420 [-5,38771]	2,050714 [0,95196]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 75. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 98,54% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas islandesas durante el periodo 1976q1-1984q4.

Ahora analizamos la segunda expansión crediticia, que comienza el primer trimestre de 1995 y que finaliza el último de 2008 con el estallido de la crisis y la reversión del superávit público. Recordamos que la variable  $d_t$  es ahora distinta.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  sigue siendo integrada de orden 1 mientras que  $d_t$  lo es de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) con la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos en diferencia 1, 2, 4 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 59. Prueba de Cointegración de Johansen 1995q1-2008q4 Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	45,68925	15,49471	0,0000
Como mucho 1	0,748948	3,841466	0,3868
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	44,94030	14,2640	0,0000
Como mucho 1	0,748948	3,841465	0,3868

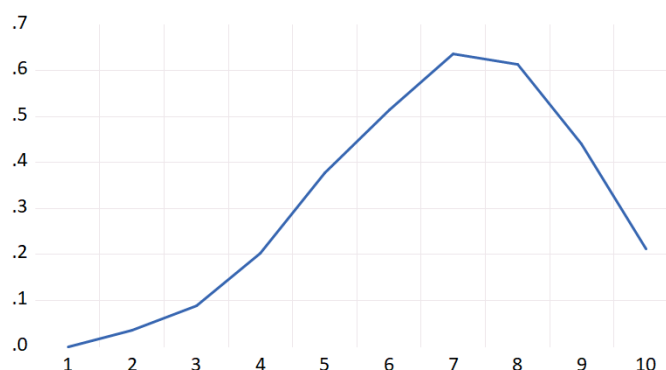
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 60. Estimación del VECM 1995q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,063700 [-3,62999]	0,325728
$\alpha$	-0,174573 [-7,66409]	2,202984 [1,01386]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 76. Respuesta de  $D(d_t)$  a un impulso  $s_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 97,14% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados indican que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas islandesas durante el periodo 1995q1-2008q4.

En definitiva, podemos afirmar que Islandia registró superávit fiscal varios años entre 1999 y 2007 gracias al desarrollo de un boom de crédito, inmobiliario y bursátil que finalizó en 2008 con una dramática crisis financiera. También logró superávit público entre 1980 y 1984 pero no tenemos datos ni referencias bibliográficas suficientes para poder analizar con detalle esos años, aunque coincidieron también con una importante expansión crediticia y terminaron con una crisis bancaria. Sólo durante esos dos periodos y durante 2016 Islandia consiguió alcanzar un saldo público superavitario, y ello a pesar de que no es una economía que registre sistemáticamente déficit por cuenta corriente. De hecho, en 9 de los 37 años observamos superávit por cuenta corriente, algo que sin duda se debe a su importante papel como exportador de productos de pesca –cuya producción supera el 14% del PIB– (Carey, 2009).

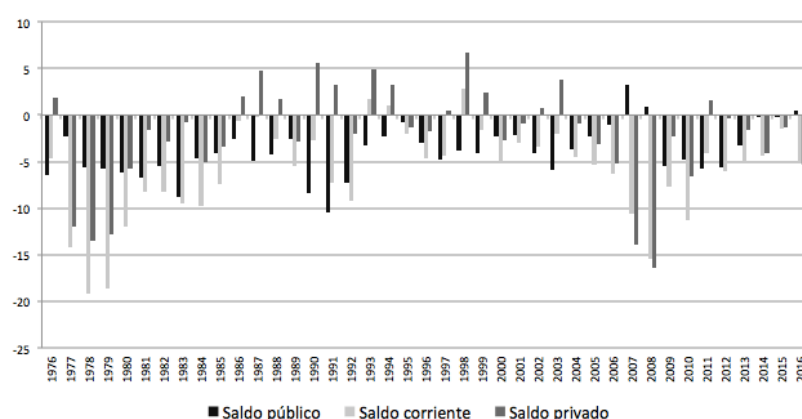
## 25. CHIPRE

### 25.1 *Análisis descriptivo*

En un periodo de 40 años Chipre sólo presenta tres años en el cuadrante IVd repartidos en dos periodos: 2007 y 2008 en el primero y 2016 en el segundo. En el primer caso la evolución sectorial es clara: mejora de las cuentas públicas y deterioro del saldo privado y corriente desde 2003 hasta 2008. En el segundo caso la mejora de las cuentas públicas se produce desde 2010 a 2016 pero durante estos años el saldo por cuenta corriente tiende a mejorar, en vez de a empeorar, mientras que el saldo privado presenta una evolución muy oscilante aunque presenta tendencia negativa.

Antes de analizar el caso de Chipre es importante tener en cuenta que muchos lo consideran un paraíso fiscal aunque no sea así por el Parlamento Europeo. Esto podría dificultar el análisis a través de los saldos sectoriales porque los haría más volátiles a movimientos financieros que no responderían tanto a la lógica interna del país como a estrategias de elusión fiscal.

**Gráfico 77. Saldos sectoriales de Chipre. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1976-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial para los años anteriores a 1995

Desde sus orígenes en el siglo XIX el sistema financiero de Chipre había estado rígidamente controlado por las autoridades monetarias: existían fuertes controles de capitales, los tipos de interés tenían un máximo fijado, y el crecimiento del crédito estaba muy limitado (Danielsson y Zoega, 2009; Portes *et al.*, 2011). Estas características institucionales, junto con el mantenimiento de una política de tipo de cambio estable, explicaban que el sistema financiero hubiese gozado tradicionalmente de cierta estabilidad. Sin embargo, el deseo de entrar en la Unión Europea y en la Unión Monetaria Europea cambiaron este panorama a principios del siglo XXI, pues el gobierno tuvo que aplicar determinadas medidas liberalizadoras para cumplir con los requisitos exigidos por la instituciones europeas. Así, el 1 de enero de 2001 las restricciones sobre los tipos de interés y sobre el endeudamiento en moneda extranjera fueron completamente liberalizadas y en mayo de 2004, cuando Chipre se unió a la Unión Europea, los controles del tipo de cambio fueron abolidos por completo (Argyridou-Dimitriou y Kanaris, 2012; Cleanthous-Petoussi *et al.*, 2017; Phylaktis, 1995). Chipre entró en la Eurozona el 1 de enero de 2008.

Uno de los asuntos más controvertidos en la negociación para entrar en la Unión Europea fue la fiscalidad sobre los beneficios de las empresas extranjeras, pues desde 1976 Chipre había mantenido un tipo impositivo del 4,25%, lo que lo situaba muy por debajo de los tipos del resto de países europeos y lo que podía generar un problema importante de competencia fiscal. Estas negociaciones se saldaron con el establecimiento de un tipo del 10% a partir de 2004 tanto para empresas nacionales como extranjeras registradas en el país, que implicaba todavía una presión fiscal notablemente por debajo del resto de países. Esto fue aprovechado por muchas empresas extranjeras (mayoritariamente rusas) para ubicar su sede fiscal en Chipre y beneficiarse así de una menor tributación. El capital entraba en el país por un periodo breve de tiempo para luego ser reinvertido normalmente en otros países. Esto explicaría, por ejemplo, el sorprendente hecho de que Chipre llegara a ser el segundo principal emisor de inversión extranjera a Rusia (Argyridou-Dimitriou y Kanaris, 2012; Cleanthous-Petoussi *et al.*, 2017).

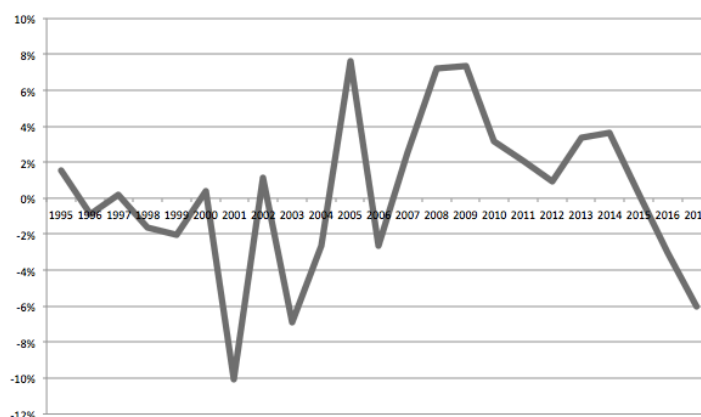
Este atractivo frente a las empresas extranjeras, sumado a un contexto de tipos de intereses muy reducidos a nivel internacional y por lo tanto de tipos potencialmente elevados en Chipre, explican en buena medida la entrada tan importante de flujos que

se produjo a partir de entonces. Algunos analistas señalan que el lavado de dinero es también otro factor explicativo (Michaelides, 2014). El nivel de depósitos sobre el PIB aumentó desde el 275% en 2005 hasta el 325% en sólo dos años (Johannesen y Zucman, 2014).

Este volumen tan importante y tan creciente de depósitos nutrió con fuerza a la banca chipriota pues ésta, que era casi coincidente con el sistema financiero y que estaba dominada fundamentalmente por tres grandes bancos, vio crecer incesantemente sus activos en porcentaje del PIB a unos niveles superiores a la media europea (Michaelides, 2014). Y, puesto que las empresas no financieras de Chipre se financiaban casi exclusivamente a través de créditos –a diferencia de las empresas de otros países europeos que tienen acceso a otras fuentes–, el aumento de depósitos fue utilizado para multiplicar el volumen de créditos concedidos (Clerides, 2014; IMF, 2009d). La reducción de tipos de interés que aprobó el Banco central de Chipre también animó a las empresas y familias a endeudarse (Clerides y Stephanou, 2009; Zenios, 2013).

En el Gráfico 78 podemos ver cómo el crédito se disparó en relación al PIB en 2005, continuando así hasta 2009 exceptuando el año 2006.

**Gráfico 78. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Chipre. Datos en porcentaje. 1995-2017**



Fuente: Banco de Pagos Internacionales

El crédito total en porcentaje del PIB aumentó desde el 220% en 2006 al 340% en 2009 (IMF, 2009d). En el año 2008 la tasa de crecimiento del crédito fue casi del 40% (Michaelides, 2014). La deuda de familias y empresas aumentó por encima de la de la mayor parte de países europeos; en el caso de las empresas el volumen de deuda en porcentaje del PIB pasó de suponer un 69% en el año 2000 a un 142% en 2008, mientras que en el caso de la deuda familiar, aumentó desde un 67% a un 112% en el mismo periodo –alcanzando así el nivel más elevado de la Eurozona y el segundo de la Unión Europea (Clerides, 2014).

Este importante crecimiento del crédito estimuló el crecimiento económico a través del impulso de la demanda –concretamente del consumo privado– y a unos ritmos superiores a los de la Eurozona (Chen y Lu, 2016; Zenios, 2013). La tasa de crecimiento económico real durante diez años hasta llegar a su fin en 2009 fue del 3,8% de

promedio, estando concentrada dicha expansión en los últimos años: el crecimiento real del PIB fue del 4% entre 2004 y 2006, y del 4,8% en 2007 (IMF, 2009d). La economía se expandió en un 24% sólo entre 2004 y 2009 (Brown *et al.*, 2018; Michaelides, 2014).

Los motores de este crecimiento económico extraordinario estimulado por el crédito fueron el sector inmobiliario y la construcción, destinos de la mayor parte del incremento de la inversión y del consumo. El peso de la inversión destinada a estos dos sectores alcanzó el 66% antes de 2005 y el 72% entre 2005 y 2008 (Chen y Lu, 2016). Esto provocó que la inversión fija incrementara desde el 21% del PIB en 2004 a 27% en 2008 (Clerides, 2014).

Hasta finales de 2005 el crédito destinado a estos sectores había estado creciendo a tasas anuales del 6-7%, y en 2006 el crecimiento se aceleró incluso aún más hasta alcanzar su pico en el último trimestre de 2008: una impresionante tasa anual de 43,9% (Chen y Lu, 2016). El porcentaje de créditos relacionados con la vivienda alcanzó el 50% (Clerides, 2014; IMF, 2009d). Más del 75% de todos los nuevos créditos fueron contraídos para comprar una primera vivienda, a lo que habría que sumar un 15% si se añadiesen las compras de otros activos inmobiliarios y reparaciones de la primera vivienda (Michaelides, 2014). De toda la deuda de los hogares, el 43% había sido utilizada para la vivienda en el año 2007 (Zenios, 2013). Esto provocó que el peso de población con vivienda propia, casi el 75%, fuese de los más elevados en la Eurozona. Es importante tener en cuenta que las ayudas públicas en la compra de vivienda fueron también muy importantes y variadas: las transferencias sociales para propósitos relacionados con la vivienda aumentaron desde un 0,65% del PIB hasta el 1,3% en 2008 (IMF, 2009d).

Debido al tipo de cambio favorable la demanda extranjera sobre este sector fue muy importante, especialmente tras conocerse que Chipre iba a entrar en la Unión Europea y que los derechos de propiedad iban a quedar asegurados. Muchos extranjeros, especialmente británicos en un principio y rusos más adelante, incrementaron notablemente su demanda de viviendas vacacionales. Entre el año 2005 y 2007 sobre la mitad de las compras de nueva propiedad fueron firmadas por extranjeros (Zenios, 2013).

Todo ello provocó que los precios del mercado inmobiliario se dispararan, especialmente durante el periodo 2006-2008. El crecimiento del precio de las viviendas entre 2001 y 2007 fue del 15%, el ritmo más elevado de toda la Eurozona (Michaelides, 2014; Zenios, 2013). El índice de precios inmobiliarios aumentó desde 2002 desde 100 a 230 en 2008 (Dario y Stavrou, 2020; ECB, 2015). No obstante, hay que analizar estos datos con cautela porque el índice fue elaborado por primera vez en 2006 y se utilizaron datos limitados y sesgados para los años anteriores (IMF, 2013a; Michaelides, 2014). También aumentó con fuerza el precio del mercado de valores, que entre 2002 y 2007 registró su mayor crecimiento de los últimos 40 años (Clerides, 2014).

Que buena parte de la deuda de las familias se destinase a la compra de inmuebles explica que no hubiese preocupación por los elevados niveles de apalancamiento, pues estos pasivos quedaban respaldados por unos activos de valoración creciente; y también explica que dicho apalancamiento pudiera continuar, pues los bancos aceptaban dichos activos como colateral. Este extraordinario crecimiento del crédito dirigido al sector inmobiliario no paso desapercibido al banco central, y por eso en julio de 2007 impuso

restricciones a los préstamos que se utilizaban para la segunda propiedad (Brown *et al.*, 2018).

Evidentemente esta burbuja en los precios fue acompañada por un boom en la construcción: entre el primer trimestre del año 2000 y hasta el pico de la burbuja, el 50% del incremento del empleo fue en la construcción, de forma que en 2007 el 10% de la fuerza laboral estaba empleada en este sector (Michaelides, 2014; Zenios, 2013). El número de viviendas construidas aumentó en más de un 34% en menos de 10 años (Michaelides, 2014).

Durante estos años los ingresos públicos se dispararon, pasando de suponer el 34,7% del PIB en 2000 a 44,8% en 2008 en un contexto de notable incremento del PIB. La burbuja inmobiliaria –a través de los impuestos relacionados con la misma– es el factor explicativo más importante de esta evolución, pero no el único; también se aprobó una amnistía fiscal y se armonizaron algunos impuestos con la Unión Europea (Zenios, 2013). A esto hay que sumar que muchos gastos públicos se redujeron (salarios de empleados públicos, pensiones, gasto de capital y de defensa...) para cumplir los requisitos exigidos para entrar en la Eurozona y que la carga de la deuda se aminoró como consecuencia de unos tipos de interés menores (IMF, 2009d; Martínez-Mongay, 2008).

Finalmente, debido a la crisis de 2008 el ciclo expansivo se detuvo: en 2009 el crédito cayó un 8%, los precios comenzaron a descender, y PIB de Chipre cayó un 1,9% en 2009, siendo la primera vez en 35 años que la actividad económica chipriota se contraía (Clerides, 2014; IMF, 2009d).

## 25.2 *Análisis econométrico*

La variable de saldo público sobre el PIB en frecuencia trimestral  $s_t$  ha sido construida a partir de los datos de saldo público en valores absolutos y del PIB en precios corrientes que ofrece la base de datos de Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. Con respecto a la variable de deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral  $d_t$ , el Banco central de Chipre, tras ser consultado, reconoce no disponer de datos anteriores a 2004. Por lo tanto, se ha procedido a trimestralizar los datos de deuda privada sobre el PIB en frecuencia anual anteriores a 2004 y a combinar ambas series. El periodo de análisis comienza en el primer trimestre de 1999, ya que no disponemos de datos anteriores, y finaliza en el último trimestre de 2008, cuando estalla la crisis y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que tanto  $s_t$  como  $d_t$  tienen una raíz integrada. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM).

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 3, 4, 6 y 7 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de



Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 61. Prueba de Cointegración de Johansen 1999q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 3 a 3, 4 a 4, 6 a 6, 7 a 7**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	29,60893	20,26184	0,0019
Como mucho 1	5,663371	9,164546	0,2184
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	23,94556	15,89210	0,0022
Como mucho 1	5,663371	9,164546	0,2184

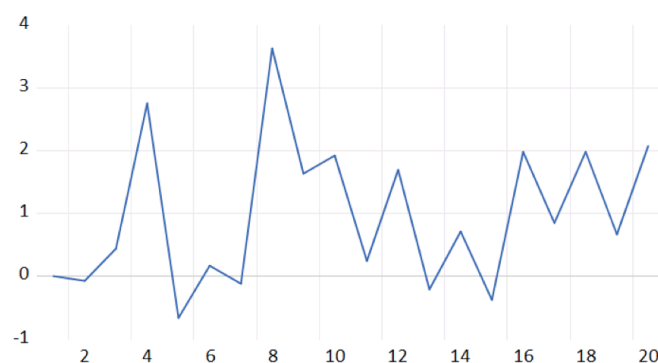
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 62. Estimación del VECM 1999q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,068138 [-2,12381]	21,20482
$\alpha$	0,772575 [-4,31047]	0,803120 [1,18888]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 79. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $d_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 87,13% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas chipriotas durante el periodo 1999q1-2008q4.

En definitiva, Chipre consiguió alcanzar superávit fiscal en 2007 y 2008 gracias a la existencia de un boom de crédito e inmobiliario que se originó a su vez como consecuencia de la liberalización del sistema financiero a tenor de la entrada en la Unión Europea. Chipre ha registrado históricamente déficits públicos (Chen y Lu, 2016; IMF, 2009d, 2013a) en buena medida como consecuencia de registrar también déficits en el saldo por cuenta corriente (sólo en 1998 logró un ligero superávit).

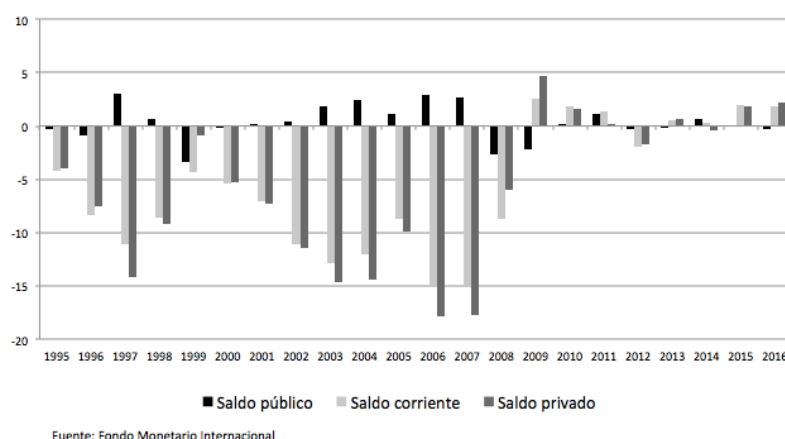
## 26. ESTONIA

### 26.1 *Análisis descriptivo*

Observando la evolución de los saldos sectoriales de Estonia desde 1995 a 2016<sup>64</sup> se constata que los años situados en el cuadrante IVd son, por un lado, 1997 y 1998, y por otro lado, los comprendidos entre 2000 y 2007. Entre 1995 y 1998 se aprecia la evolución típica: mejora de las cuentas públicas acompañada de un deterioro paralelo de la cuenta corriente y del saldo privado. En 1999 el saldo público vuelve a situarse bruscamente en déficit para iniciar de nuevo la evolución comentada que perdura hasta el año 2007 pero con una intensidad todavía mayor que en los años precedentes. En consecuencia, podemos hablar de un periodo completo que arrancaría en 1995 y finalizaría en 2007 con una pausa en 1999, o de dos periodos distintos separados por dicho año.

En el año 2008 Estonia sufrió una crisis de extraordinaria intensidad y en la literatura especializada se acepta de forma generalizada que la misma fue de naturaleza financiera, originada fundamentalmente por un desproporcionado proceso de endeudamiento privado iniciado a mitad de los 90<sup>65</sup>.

**Gráfico 80. Saldos sectoriales de Estonia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2016**



<sup>64</sup> No es posible tener una panorámica más amplia por falta de datos, lo que se explica en parte por ser un país de reciente creación (1991).

<sup>65</sup> En cambio, Thorhallsson y Kattel (2013) y Juuse y Kattel (2014) señalan a las políticas neoliberales como verdaderos factores causantes de la crisis, considerando que el proceso de desequilibrio macroeconómico que llevó a la crisis se explica más por la transición a una economía de mercado que por un proceso de financiarización. (Arestis, 2005), por su parte, señala además que la crisis estonia no se puede entender sin prestar atención a su pequeño tamaño.

Estonia es un país de reducida dimensión (con una población en torno a los 1,3 millones de habitantes desde hace décadas y con un PIB ligeramente superior al de Islandia) que formó parte de la Unión Soviética hasta su disolución en 1991. Hasta entonces su economía se había caracterizado por un amplio y potente papel del sector público y un limitado contacto con las economías capitalistas vecinas. Su independencia política dio el pistoletazo de salida a una serie de profundas reformas institucionales y económicas que, bajo la influencia de la Comunidad Económica Europea (a partir de 1993 Unión Europea) y con la esperanza de acabar integrándose algún momento en ella (lo que ocurrió en 2004), estuvieron orientadas a realizar una transición hacia una economía moderna de mercado (Purfield y Rosenberg, 2010; Sutt *et al.*, 2011).

Entre todas esas reformas destaca la profunda liberalización del mercado financiero, mucho más intensa que en otros países exsoviéticos, destacando la convertibilidad completa de la cuenta de capital (como requisito –artículo VIII– para formar parte del Fondo Monetario Internacional) que se llevó a cabo en agosto de 1994 y la retirada de casi todos los controles de capitales a final de dicho año (von Hagen y Siedschlag, 2008). La preocupación por la estabilidad macroeconómica llevó a los gobernantes a establecer ya en 1992 un “currency board” para mantener un tipo de cambio fijo de la moneda nacional con respecto a las divisas de referencia (Brixiova *et al.*, 2009; Thorhallsson y Kattel, 2013).

Acorde a datos del Banco Internacional de Pagos, el crédito al sector privado comenzó a crecer con fuerza en 1994: desde una tasa de crecimiento del crédito del 2,7% en 1993, se pasó a cotas superiores al 10% a partir de 1994 (llegando incluso a superar el 30% en 1997), aunque dicho crecimiento se detuvo bruscamente en 1999 debido al contagio de la crisis económica rusa (los lazos comerciales y financieros entre ambos países continuaban todavía siendo muy estrechos). Tras la crisis económica rusa de 1998 muchos bancos nórdicos importantes, de elevada experiencia en la banca minorista y con un enfoque fuertemente competitivo (Brixiova *et al.*, 2009; Thorhallsson y Kattel, 2013), entraron con fuerza en el sector bancario estonio, lo que provocó una elevada concentración de capital bancario extranjero –los cuatro bancos más grandes conformaban más del 95% de los activos totales del mercado financiero en el año 2007 (Brixiova *et al.*, 2009; Thorhallsson y Kattel, 2013).

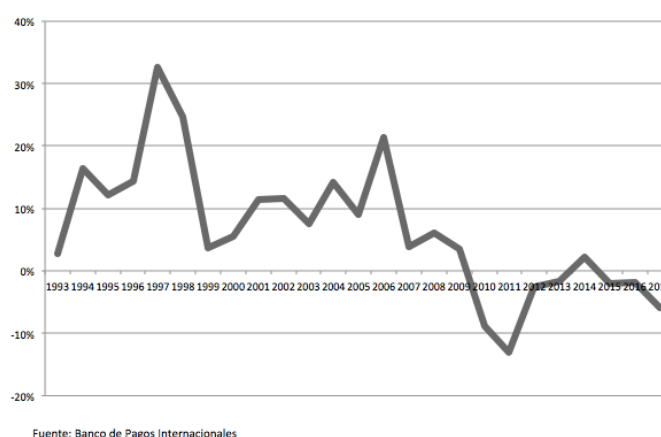
La liberalización financiera y la entrada de los bancos nórdicos explican la proliferación de una amplia gama de productos financieros apenas conocidos hasta la fecha canalizados además a través de canales novedosos. Además, la tasa de retorno de las operaciones en Estonia eran significativamente más elevadas que en los países nórdicos, el mercado era menos competitivo, y los riesgos eran considerados similares a los de los países de origen (Brixiova *et al.*, 2009; Thorhallsson y Kattel, 2013). Acorde a Brixiova *et al.* (2009) y a Thorhallsson y Kattel (2013), los bancos nórdicos subestimaron los riesgos de sus créditos a las sucursales estonias debido al optimismo generalizado que se respiraba (entre otras cosas a las buenas calificaciones por parte de las agencias internacionales de rating).

El currency board, aunque tuvo mucho éxito a la hora de estabilizar la economía según Sutt *et al.* (2011) y Brixiova *et al.* (2009, 2010), redujo la capacidad del banco central de mitigar la enorme entrada de capitales y poner coto al crecimiento del crédito durante el boom económico. Siguiendo a Sutt *et al.* (2011), esto no quiere decir que las autoridades monetarias hubiesen sido irresponsables o incompetentes. De hecho,

conscientes de que bajo el currency board la salud del sector financiero se convertía en la primera línea de defensa frente a las turbulencias de mercado, erigieron un marco regulatorio más estricto que los estándares internacionales recomendados. Por ejemplo, en 2002 y 2003 las autoridades emplearon la persuasión moral y mejoraron el foco supervisor en los riesgos de crédito elevando la concienciación pública sobre los riesgos asociados al endeudamiento e influyendo en el comportamiento de los bancos, que no tardaron en hacer revisiones de los baremos de los créditos.

No obstante, las medidas adoptadas para desincentivar el crédito fueron complementemente contrarrestadas por unos bajísimos tipos de interés reales, que llegaron incluso a terreno negativo fundamentalmente por la elevada inflación que se experimentó (por encima del 4% en 2005) y que abarataron muchísimo los créditos, especialmente los hipotecarios (Brixiova *et al.*, 2010; IMF, 2007; Juuse y Kattel, 2014). Es más, la entrada en la Unión Europea en 2004 y en el “Mecanismo de Tipo de Cambio” (y por lo tanto, la expectativa de adoptar en poco tiempo el euro) hicieron que la corona y el euro fueran considerados como perfectos sustitutos bajo el currency board, estimulando en 2005 aún más el mercado de crédito en euros<sup>66</sup> y la actividad crediticia en general – los bancos lanzaron agresivas campañas, la prima de riesgo se estrechó, y los plazos de vencimiento fueron alargados mucho más (Sutt *et al.*, 2011). Las autoridades monetarias, de nuevo, intentaron ralentizar el proceso incrementando el ratio de coeficiente de caja desde el 13 al 15% en 2006 y el peso del riesgo de los préstamos a los hogares desde el 50% al 100% (implicando de facto un incremento del 13% en los requisitos de capital), e incluso intensificaron la cooperación con las autoridades monetarias suecas, pero el boom ya se había iniciado y era imparable (Brixiova *et al.*, 2010; Sutt *et al.*, 2011). Según Sutt *et al.* (2011), las medidas de prevención de las autoridades monetarias no podían impedir un ciclo de crecimiento y de crisis pero sí podían lograr que los bancos se encontrasen en mejor posición financiera una vez hubiese terminado el proceso, algo que según ellos ocurrió.

**Gráfico 81. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Estonia. Datos en porcentaje. 1993-2017**



<sup>66</sup> Acorde a Rosenberg y Tirpak (2008), la predominancia de créditos nominados en moneda extranjera (aproximadamente el 80% de los préstamos) probablemente se explique por el hecho de que la mayoría del capital bancario fuese extranjero y también por la probable y cercana entrada en la UE y, por lo tanto, el fin de la convertibilidad.

El vertiginoso crecimiento del crédito doméstico fue dirigido principalmente a los sectores no transables, particularmente el inmobiliario y el de la construcción, que experimentaron una sobreexpansión (Purfield y Rosenberg, 2010; Thorhallsson y Kattel, 2013). La mayoría de estos préstamos fueron a tipos variables nominados en moneda extranjera –típicamente en euros, tres cuartas partes según IMF (2007). En el año 2007 el 40% de todos los créditos eran hipotecas y otro 25% eran créditos a empresas relacionadas con el sector inmobiliario (IMF, 2009a; Brixiova *et al.*, 2010). Autores como Festic (2012) y Juuse y Kattel (2014) señalan que las empresas demandaron menos crédito que los hogares porque parte de sus inversiones fueron financiadas con beneficios no distribuidos (gracias a los beneficios fiscales existentes, como se verá más adelante) y porque las empresas trasnacionales obtuvieron créditos intra-empresa así como importantes captaciones de capital extranjero.

Acorde a Lamine (2009) los factores que explicarían esta potentísima demanda en el sector inmobiliario son los siguientes:

- 1) La evolución socio demográfica conllevó un aumento del número de hogares. La población cayó entre 1997 y 2009, de forma que el envejecimiento de la población y una mejora en los estándares de vida desembocaron en un rápido incremento de hogares unipersonales y en un retroceso del tamaño medio de los hogares. Aunque no fue el único factor que explicó el incremento de los precios porque el número de los hogares tampoco creció demasiado (en torno a un 3%).
- 2) Los ingresos de los hogares. El ingreso disponible aumentó muy rápido (un 80% entre el año 2000 y 2007) como resultado de un vertiginoso incremento de los salarios, pero también debido a una progresiva reducción de los tipos impositivos. De nuevo, éste no fue el único factor porque los precios reales aumentaron más del doble que los ingresos.
- 3) Hubo una creciente demanda de viviendas erigidas con métodos constructivos y materiales modernos. El stock de viviendas del periodo soviético, construidas durante 1971-1989, eran ya de baja calidad<sup>67</sup> y conformaban el 44% del volumen total.
- 4) La mejora del nivel de vida elevó progresivamente la superficie media de las nuevas viviendas desde los 26 metros cuadrados en 1997 hasta los 29,5 metros cuadrados en 2008. Las viviendas del periodo soviético estaban basadas en pequeños apartamentos agrupados en grandes bloques y ya no se ajustaban a las nuevas preferencias.
- 5) Por último, hubo un creciente interés extranjero en la compra de vivienda en Estonia (ciudadanos jubilados de los países nórdicos, residentes de la zona central y este de Europa que trabajaban en el extranjero, y empresas inmobiliarias internacionales), lo que confirió al sector características de bien comerciable. La inversión extranjera directa en el sector inmobiliario en Estonia fue particularmente alta en 2003, 2004 y 2007.

Esa intensa demanda de viviendas pudo materializarse gracias a muchos motivos, entre los que destacan las condiciones de financiación. Por un lado, los tipos de interés de las

---

<sup>67</sup> Por ejemplo, en 2002 el 16% de las viviendas no tenían agua corriente, el 32% no tenían baño permanente, y el 25% no tenían inodoro (Egert y Mihaljek, 2007).

hipotecas cayeron lentamente desde 1999 a 2002 (Lamine, 2009). Pero lo que verdaderamente redujo su coste fue la elevada inflación que se experimentó, pues provocó una caída de los tipos de interés reales hasta territorio negativo, por lo que la carga de la hipoteca se volvió especialmente baja (IMF, 2007; Brixiova *et al.*, 2010, Juuse y Kattel, 2014). Esto fue así sobre todo para las frecuentes hipotecas a tipo de interés variable y denominadas en euros, que coparon más del 70% (Lamine, 2009). Por otro lado, el incremento de los precios de las viviendas elevó la riqueza de las familias, sirviendo de colateral para conseguir aún más crédito y retroalimentar el círculo virtuoso crédito-precios-crédito (OECD, 2009).

Además, la compra de vivienda gozó de importantes y numerosas ventajas fiscales (más que en otros países); siguiendo a Lamine (2009) y OCDE (2009) las más importantes fueron las siguientes: las deducciones fiscales en los intereses hipotecarios (estimadas en torno a un 1% del PIB en 2008<sup>68</sup>), exención fiscal de las ganancias de capital por la venta de propiedad residencial (incluyendo residencias vacacionales<sup>69</sup>) y sustitución por impuesto de la renta para el caso de otras residencias, ausencia de impuesto catastral en las construcciones, y un impuesto de propiedad limitado a la tierra –y con datos oficiales de cara a imposición fiscal anclados en 2001, muy distanciados de los de mercado tras los años del boom y por lo tanto con tipos reales más bajos de los oficiales, lo que fomentó la compra de vivienda (Muellbauer, 2005).

Por si fuera poco, el Estado otorgó garantías a determinados préstamos hipotecarios (Palacin y Shelburne, 2005)<sup>70</sup>, y a partir del año 2000 dejó de existir el impuesto a los beneficios reinvertidos, lo que sirvió de estímulo para destinarlos a la compra de vivienda<sup>71</sup> (Lamine 2009; Kaarna *et al.*, 2010, Juuse y Kattel; 2014,). Por último, el sector inmobiliario también se benefició de reducidos costes notariales y bajos derechos de timbre y tarifas de registro, que fueron más bajos que en otros países (Global Property Guide, 2009), así como de uno de los marcos jurídicos más garantistas de los derechos de propiedad (Lamine, 2009).

Estas condiciones no se habían dado antes porque en los años 90 el desarrollo del mercado inmobiliario había estado limitado por un sistema bancario embrionario, por altas tasas de inflación y por la gran diferencia existente entre el precio de las antiguas construcciones (que habían sido privatizadas a través de cupones) y las nuevas (OCDE 2009, Lamine, 2009). El sector público se había retirado hacía tiempo (a principios de los 90) del sector de la construcción, pero las empresas privadas fueron lentas rellenando el hueco (Egert y Mihaljek 2007).

El crédito partió desde una base reducida, especialmente en comparación con el resto de economías europeas emergentes (Brixiova *et al.*, 2009), pero creció vertiginosamente, sobre todo desde el año 2000 hasta el 2007, a una impresionante tasa

---

<sup>68</sup> Incluyendo las deducciones por intereses de préstamos estudiantiles.

<sup>69</sup> Lo que es una anomalía en los países de la OCDE, que sí establecían exenciones a la primera residencia pero no a las vacacionales o que establecían restricciones en función del tiempo de residencia (Catte *et al.*, 2004).

<sup>70</sup> Estaban orientados a familias jóvenes e inquilinos de viviendas privatizadas a través de restitución, mientras que sólo las asociaciones de apartamentos eran elegibles para dichos programas. A principios de los años 2000 en torno a un quinto de los préstamos hipotecarios eran emitidos con ayuda de programas públicos de garantía (OCDE, 2009).

<sup>71</sup> El importante incremento de inversión inmobiliaria entre 2004 y 2007 indica que las empresas eran parcialmente creadas en este sector con el propósito de escapar al impuesto de beneficio empresarial, contribuyendo así también al boom inmobiliario (Lamine, 2008).

media anual de 45,3% (Egert y Mihaljek, 2007); para dicho año el stock de crédito relativo al PIB se encontraba entre los más elevados de las economías de mercado emergentes (Brixiova *et al.*, 2010). La deuda familiar creció muchísimo: desde el 14% del PIB en 2002 a casi el 50% en 2007, y la deuda externa bruta, prácticamente en su totalidad privada, creció hasta el 96% del PIB a finales de 2006 (IMF, 2007) y superó el 120% en 2008 (Martin, 2010). La deuda externa a corto plazo fue ganando peso durante los años del boom hasta alcanzar el 50% del total en 2007 (Martin, 2010).

Buena parte de los nuevos créditos se utilizaron para adquirir inmuebles cuya oferta era limitada (en parte por una importante migración de trabajadores que dificultó el negocio de las empresas constructoras (Lamine 2009)), por lo que se originó un elevado incremento de sus precios (Égert y Mihaljek, 2007). Estos comenzaron gradualmente a crecer a final de 2002, crecieron vertiginosamente entre 2003 y 2006, y alcanzaron picos históricos en septiembre de 2007, antes de colapsar en 2008 y 2009 (Brixiova *et al.*, 2010). El crecimiento nominal de los precios fue de un espectacular 36,4% anual de media entre el año 2002 y 2006 (Egert y Mihaljek, 2007). A pesar de la escalada de precios, Lamine (2009) considera que no hubo una burbuja propiamente dicha porque había factores reales que explican el ascenso de los precios inmobiliarios, como una oferta inicialmente baja y un crecimiento económico importante. Otros autores como Brixiova *et al.* (2010) sí identifican signos de burbuja pero consideran que no todo el incremento de los precios se explicó por eso, ya que los fundamentales tenían mucho que decir.

A este clima económico caracterizado por ingresos crecientes, optimismo generalizado por la entrada en la UE, y facilidades para el endeudamiento y la compra de viviendas, hay que sumar los fondos de desarrollo de la UE, que también contribuyeron al boom económico (Rosenberg y Sierhej, 2007; Purfield y Rosenberg 2010). Y ese proceso de endeudamiento privado y boom económico vino aparejado de un incremento del déficit por cuenta corriente (en parte por pérdida de competitividad –salarios, inflación, tipo de cambio) (IMF 2007; von Hagen y Siedschlag 2008, Thorhallsson y Kattel 2013;).

Sin embargo, ya en 2007 surgieron los primeros síntomas de freno (Sutt *et al.*, 2011). Por un lado, hubo presiones sobre la moneda de Letonia y huida de capitales a corto plazo en febrero de 2007 (IMF, 2007). Por otro lado, Standar & Poors redujo la calificación de Estonia (Purfield y Rosenberg, 2010). Esto provocó que los bancos nórdicos reevaluaran riesgos relativos a la economía estonia, dificultando así las condiciones de crédito (Brixiova *et al.*, 2009; Purfield y Rosenberg, 2010). Al mismo tiempo, como ya se ha comentado, el banco central hizo más severas las reglas de supervisión bancaria y dificultó la operativa crediticia (Lamina, 2009).

En consecuencia, la demanda doméstica comenzó a caer rápidamente así como la confianza de los consumidores, lo que se tradujo en menor demanda de crédito (Brixiova *et al.*, 2010). Hacia el final de 2008, la ralentización del crédito fue intensificada por la crisis financiera global, que acorde a Brixiova *et al.* (2010) afectó a Estonia por tres canales: el de flujo de capital (por el endurecimiento de crédito por parte de los bancos nórdicos), el comercial (las exportaciones se hundieron a finales de 2008), y el psicológico (creciente desempleo y malos indicadores económicos nacionales e internacionales). La mayoría de autores señalan que el boom económico no finalizó por la crisis financiera global de 2008, sino que lo hizo meses antes para ser finalmente rematado por dicho evento internacional.

El Banco de Estonia (Eesti Pank) ofrece datos brutos de deuda privada en frecuencia trimestral desde el primer trimestre de 1997, lo que junto a los datos de PIB ofrecidos por el organismo oficial de estadísticas (Statistics Estonia) permite construir la serie de deuda privada en porcentaje del PIB ( $d_t$ ) desde 1997. Sin embargo, el mismo organismo ofrece datos de saldo público con frecuencia trimestral sólo desde el año 2000, lo que permite construir la serie  $s_t$  y analizar la relación entre ambas variables sólo desde dicho año. Se trata de una muestra temporal muy limitada que además no incluye años importantes en el boom estonio, pero a pesar de ello se realizará el análisis econométrico. Puesto que la crisis económica se hizo notar drásticamente a final de 2008, escogemos el periodo comprendido entre el primer trimestre de 2000 y el último de 2008.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es integrada de orden 1 mientras que  $d_t$  tiene dos raíces unitarias. Con el objetivo de estudiar la interrelación de ambas variables entre sí de forma simultánea y no simplemente unidireccional estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM), teniendo en cuenta que utilizaremos la diferencia de  $d_t$  ( $D(d_t)$ ) para que ambas variables tengan las mismas raíces unitarias:

$$\Delta x_t = \alpha[\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [D(d_t) \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1 y 2 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 63. Prueba de Cointegración de Johansen 2000q1-2008q4. Intervalos de retrasos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	27,04341	15,49471	0,0006
Como mucho 1	2,662226	3,841466	0,1028
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	24,38119	14,2640	0,0009
Como mucho 1	2,662226	3,841465	0,1028

La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.



**Tabla 64. Estimación del VECM 2000q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,128367 [-3,38499]	-0,306545
$\alpha$	-1,845306 [-4,88481]	4,881240 [3,70345]	

El coeficiente de la ecuación de cointegración en la variable  $s_t$  tiene el signo negativo y es significativo, y también lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero que también a largo plazo el saldo público afecta negativamente sobre la deuda.

Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 68,76% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo.

En cualquier caso, como la muestra era muy limitada y como dejamos fuera varios años importantes en el boom de crédito (todos los anteriores al año 2000) a continuación analizaremos el vínculo entre las dos variables utilizando las series anuales del Banco de Pagos Internacionales y del Fondo Monetario trimestralizadas durante el periodo 1995q1 2008q4.

De nuevo, la serie  $s_t$  es integrada de orden 1 mientras que  $d_t$  es de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM), teniendo en cuenta que utilizaremos la diferencia de  $d_t$  ( $D(d_t)$ ) para que ambas variables tengan las mismas raíces unitarias:

$$\Delta x_t = \alpha[\beta' \quad \beta_0] [x_{t-1}] + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta(d_t) \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. En este caso no utilizamos constante ni en el espacio de cointegración ni fuera del mismo. Elegimos el retardo 1 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 65. Prueba de Cointegración de Johansen 1995q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	28,73137	12,32090	0,0001
Como mucho 1	1,614124	4,129906	0,2394
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	27,11725	11,22480	0,0001
Como mucho 1	1,614124	4,129906	0,2394

La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 66. Estimación del VECM 1995-2008q4**

	s	d
$\beta$	1,0000	-0,084989 [-3,27031]
$\alpha$	-0,198921 [-5,60046]	-0,048666 [-0,13451]

El coeficiente de la variable  $s_t$  tiene el signo negativo y es significativo, tanto en el VAR como en el coeficiente de cointegración, mientras que el de la variable  $d_t$  no es significativo. En consecuencia, el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, mientras que la variable saldo no afecta a la variable deuda.

Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 74,72% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirmarían que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas estonias durante el periodo 1995q1-2008q4.

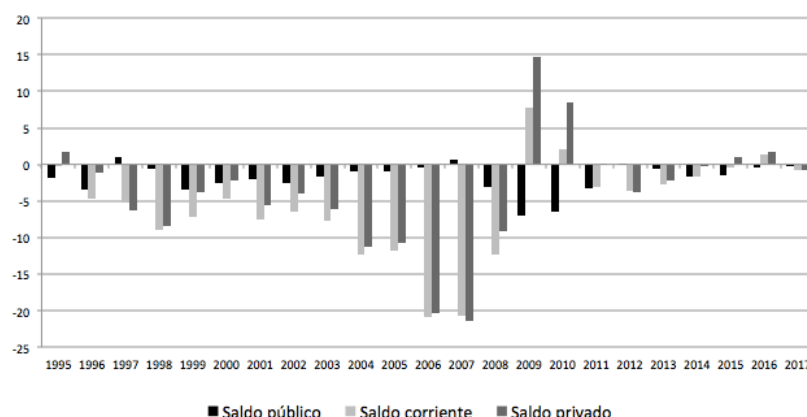
En definitiva, Estonia alcanzó superávit fiscal entre 1997 y 2007 (exceptuando los años de 1999 y 2000) en un contexto de un extraordinario boom crediticio e inmobiliario. Puesto que Estonia se independizó en 1991 y sólo ofrece datos desde 1995 no podemos tener una panorámica sobre los años anteriores. En cuanto a años posteriores comprobamos que volvió a registrar superávit público, concretamente entre 2010 y 2011, y entre 2014 y 2015. La diferencia en este caso es que durante estos años también registró superávit por cuenta corriente (que emergió en el año 2009), por lo que no necesitó de ninguna expansión crediticia para registrar superávit público. Debido a su modelo de crecimiento basado en las exportaciones –vigente ya durante los años en los que experimentó la burbuja de crédito- (Çetintaş y Barişik, 2009; Trošt y Bojnec, 2016) Estonia entra dentro de las economías que no ha necesitado experimentar un boom de crédito para alcanzar superávit, aunque queda de manifiesto que entre los años 1997 y 2007 saneó sus cuentas públicas gracias a una extraordinaria expansión crediticia, aunque fuese sólo parcialmente.

## 27. LETONIA

### 27.1 *Análisis descriptivo*

Los años en cuadrante IVd son 1997 y 2007. Entre 1995 (primer dato disponible) y 2007 se aprecia una mejora progresiva de las cuentas públicas acompañada de un deterioro del saldo privado y por cuenta corriente, todo ello con un parón en 1998 que reinicia el ciclo. En 2008 esta tendencia se detiene bruscamente para no volver a aparecer.

**Gráfico 82. Saldos sectoriales de Letonia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2017**



Fuente: Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial para los años anteriores a 1998

Esta evolución tan similar a la de Estonia se debe en buena medida y sin duda a que Letonia presenta un perfil sociodemográfico y económico muy parecido al del país báltico vecino del norte. Al igual que ocurre con Estonia, la independencia de la Unión Soviética en 1991 marcó un punto inflexión en su evolución demográfica, pasando de un crecimiento paulatino de la población a un descenso constante –y más acentuado que en el caso estonio–: la población alcanzaba los 2,7 millones de habitantes en 1991 mientras que en 2018 rondaba los 1,9 millones. Su independencia política vino también acompañada de un profundo proceso de transformación económica orientado a superar las dinámicas soviéticas de planificación económica para alcanzar una economía de mercado<sup>72</sup>. En la literatura especializada se acepta de forma generalizada que la crisis de Letonia de 2007-2008 fue también de naturaleza financiera, originada fundamentalmente por un desproporcionado proceso de endeudamiento privado iniciado a mitad de los años 90.

Tras la independencia en 1991 se llevaron a cabo muchos cambios profundos para transitar hacia una economía de mercado: liberalización de los precios y del comercio, estabilización macroeconómica, privatizaciones y el establecimiento de un sistema financiero para asegurar el buen funcionamiento de la economía de mercado. Letonia no implementó un currency board como sus vecinos Estonia y Lituania<sup>73</sup> sino que estableció una flotación controlada, lo que era en la práctica un anclaje informal. El 1 de enero de 2005 ancló su moneda nacional (el lat) al euro a razón de 1,42 euros por cada lat. Más tarde, el 2 de mayo de 2005 Letonia se unió al “Mecanismo de Tipo de cambio” de la Unión Europea. Todo esto, sumado a que la pertenencia europea impedía los controles de capitales, dejó con pocas herramientas a las autoridades monetarias a la hora de controlar la cantidad de fondos extranjeros que podían entrar en el país

<sup>72</sup> Y se consiguió: en el año 2013 Letonia se situaba en el puesto número 25 de un total de 183 países acorde a la encuesta del Banco Mundial sobre facilidad para hacer negocios (Arestis, 2005). Al mismo tiempo, acorde a Blanchard *et al.* (2013), también provocó que una parte de la población pasara a vivir con los mínimos estándares de vida.

<sup>73</sup> Según Aslund y Dombrovskis (2011) porque no tenían suficientes reservas.

(Blanchard *et al.*, 2013)<sup>74</sup>. La convertibilidad de la cuenta corriente se consiguió enseguida, aplicada al comercio exterior y a la movilidad de turistas, mientras que la convertibilidad de la cuenta de capital fue adoptada progresivamente desde 1994 (Åslund y Dombrovskis, 2011; Romanova, 2012).

Esta situación sentó las bases para que el crédito se disparara, algo que comenzó a ocurrir a mitad de la década: entre 1996 y 1998 la tasa promedio de crecimiento interanual del crédito fue superior al 40%. Acorde a los datos del Banco Internacional de Pagos, dicha evolución se ralentizó con la crisis de Rusia de 1998 pero volvió a su senda a partir del año 2000, llegando a registrar tasas de crecimiento superior al 20% entre 2004 y 2005. Este crecimiento del crédito fue de los más rápidos de todas las economías del este y centro de Europa y sólo comparable a las de Islandia y España: el crédito se multiplicó por 10 entre 2001 y final de 2007, llevando el stock de crédito privado sobre el PIB desde menos de un 20% en el año 2000 a un 90% en 2007, un nivel más elevado que en otras economías europeas emergentes –aunque menor que la media de la Eurozona (Åslund y Dombrovskis, 2011; Romanova, 2012).

Este boom crediticio no se puede entender sin la mencionada liberalización financiera, pero tampoco sin otros cambios perpetrados para realizar la transición hacia una economía de mercado, sin la liquidez abundante que existía en los mercados financieros internacionales –y que llegaba fundamentalmente a través de los bancos nórdicos<sup>75</sup>–, y sin los tipos de interés tan bajos que imperaron durante todos esos años –particularmente los referidos a préstamos en moneda extranjera. Además, las agencias de calificación jugaron un papel relevante porque los buenos resultados que otorgaban a las entidades letonias añadieron optimismo a todos los agentes económicos, incluyendo hogares y empresas no financieras. Otro factor crucial fue, por supuesto, el aumento del precio de los activos inmobiliarios, que estimuló y sostuvo dicho incremento del crédito a través del efecto riqueza (Blanchard *et al.*, 2013; Erbenova *et al.*, 2011; Romanova, 2012).

La crisis rusa de 1998 estimuló la consolidación del sistema bancario letonio. Muchos bancos pequeños emergieron, pero fueron comprados fundamentalmente por bancos suecos. Para 2007, solamente cuatro bancos conformaban tres cuartas partes de los activos bancarios de Letonia: tres de ellos eran suecos. Al margen, había 30 pequeños bancos locales. Los grandes bancos apenas recibieron financiación a través de depósitos, sino que se financiaron en el mercado financiero europeo (Erbenova *et al.*, 2011; Romanova, 2012). La fuerte competición bancaria provocó una estrategia agresiva crediticia, reduciendo los tipos de interés para atraer a clientes incluso llegando a tener un margen de beneficio muy reducido, pues el resto de características de los créditos eran muy similares –aunque muchas de ellas también se relajaron para ganar atractivo (Romanova, 2012). La inversión extranjera directa aumentó, pero el stock no llegó a ser muy elevado (20% del PIB). Buena parte de dicho stock se debió a los incrementos de capital en las sucursales bancarias, fundamentalmente de origen nórdico –y concretamente sueco–: los pasivos de los bancos con respecto a los bancos

---

<sup>74</sup> De hecho, el banco central de Letonia, el único banco central báltico que gestionaba política de tipos, elevó el tipo de interés de referencia por un total de 300 puntos básicos hasta el 6% entre septiembre de 2002 y mayo de 2007, siendo su impacto muy limitado debido al alto grado de eurorización (Martin, 2010).

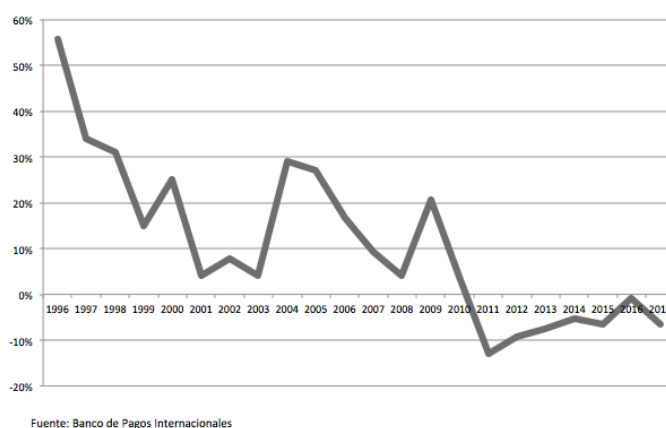
<sup>75</sup> La banca letonia era joven y estaba poco experimentada, mientras que la nórdica estaba muy desarrollada, conseguía financiación barata, y gozaba de importantes ventajas competitivas (Romanova, 2012).

extranjeros aumentaron desde un 6% del PIB en el año 2000 a casi el 54% en 2007 (Romanova, 2012).

El peso de créditos nominados en moneda extranjera (inicialmente en dólares pero al final del periodo casi todos en euros) aumentó notablemente, desde un 50% en 2001 a más del 85% en 2007 (similar a Estonia aunque diferente de Lituania, que estuvo entre el 50% y el 60%) (Blanchard *et al.*, 2013). La deuda empresarial conformó la mayor parte de la deuda privada, alcanzando la deuda externa un 34% sobre el PIB y la deuda doméstica un 49% en 2009. Dentro de esta deuda doméstica empresarial, el 33% se destinaba al sector inmobiliario (Blanchard *et al.*, 2013; Martin, 2010; Romanova, 2012). Este sector también experimentó los mayores niveles de apalancamiento – medido como ratio de deuda sobre capital–, alcanzando un 471% en el año 2010 mientras que la media de la deuda empresarial se situaba en 228% (que ya son niveles muy elevados, comparables de hecho a la de los países asiáticos durante la crisis de los 90). El sector de la construcción también presentaba en el año 2010 ratios de apalancamiento muy elevados, del orden de 313%, mientras el sector de productos transables estaba en una muy mejor situación (Erbenova *et al.*, 2011). Acorde a Erbenova *et al.* (2011) y Romanova (2012) menos de un tercio del volumen total de créditos otorgados durante el boom podía ayudar a crear valor añadido, lo que revelaba una desigual y arriesgada estructura de cartera de inversión.

El endeudamiento total de las familias alcanzó el 46% a final de 2009, siendo el 81% préstamos para compra y reforma de viviendas; el crédito al consumo era relativamente poco importante. No obstante, se estima que menos del 20% de los hogares tenían hipotecas (Erbenova *et al.*, 2011), lo que contrasta con los niveles de otros países occidentales debido a que en Letonia muchas familias todavía vivían en apartamentos de la era soviética que fueron transferidos a sus ocupantes como parte de la transición a una economía de mercado (Erbenova *et al.*, 2011). Las hipotecas se concentraban en los segmentos de renta alta. Además, el mercado del alquiler era prácticamente inexistente, lo que complicaba las ejecuciones hipotecarias (Plakans, 2009).

**Gráfico 83. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Letonia. Datos en porcentaje. 1996-2017**



La inversión en viviendas creció desde un 2 a un 5% del PIB y la creación de empleo en la construcción y en el sector inmobiliario conformó el 40% del total de incremento en el empleo (Erbenova *et al.*, 2011). Los precios en viviendas se dispararon. En la capital el precio medio por metro cuadrado de un apartamento pasó desde los 400 euros

a principios de 2004 a 1.700 euros a en 2007 (Blanchard *et al.*, 2013). En cuanto a la comparación con otros países de la zona, incluso aunque sea complicado realizarlas debido a la falta de datos, el nivel de precios del segmento alto del stock inmobiliario en Riga era comparable al de Viena o Berlín (Blanchard *et al.*, 2013). Por supuesto, esto provocó el típico círculo virtuoso: el aumento de los precios de las viviendas conllevó también un incremento del valor de los colaterales, lo que a su vez estimuló aún más la demanda y oferta de crédito, las compras y, de nuevo, el aumento de los precios (Martin, 2010)

El ratio del consumo sobre el PIB en precios constantes aumentó desde el 62% al 72%, mientras que el ratio de la inversión pasó desde un 22% a un 36% (Martin, 2010; Romanova, 2012). Los tipos de interés fueron bajos durante el boom y, debido al anclaje de la moneda, se mantuvieron en línea con los tipos de interés del euro. Los tipos de las hipotecas (en euros) se mantuvieron por debajo del 6% hasta 2007. Pero dada la inflación creciente los tipos reales de las hipotecas en lats estuvieron en torno al 0% a partir de 2004, mientras que las nominadas en euros fueron crecientemente negativas. La inflación alcanzó el nivel más elevado de la Unión Europea (15,3% en 2008), y todo ello a pesar del anclaje del tipo de cambio al euro (Blanchard *et al.*, 2013).

Varios factores explican el incremento de la inflación: factores externos como incrementos en los precios de los alimentos y de la energía, pero también factores internos como aumentos importantes en los precios de los servicios, reflejo de las constricciones del mercado laboral (la evolución demográfica, la emigración de trabajadores y el fuerte crecimiento económico provocaron que los salarios crecieran más que la productividad (Blanchard *et al.*, 2013; Martin, 2010). Acorde a Martin (2010), las empresas trasladaban los incrementos salariales a los precios a los 15 meses. También, acorde a Hansen y Vanags (2007), los precios aumentaron notablemente durante los primeros años del boom por el desarrollo del tipo de cambio (el euro se apreció frente al lat, lo que encareció las importaciones), por cambios en precios regulados, y también por las extendidas expectativas de mayores precios debido a la incorporación a la Unión Europea –pues le facilitó a las empresas incrementar los precios de sus productos (Benkovskis y Paula, 2007).

Letonia experimentó un espectacular crecimiento económico que se intensificó a partir de 2004: entre dicho año y 2007 el crecimiento anual medio fue del 10,38% mientras que en la Unión Europea de los 27 fue del 2,7%. Ese crecimiento económico fue logrado fundamentalmente por los sectores que estaban impulsados fundamentalmente por la demanda doméstica y ésta, a su vez, por el consumo (Benkovskis y Paula, 2007). Acorde a Martin (2010) y Romanova (2012) el proceso de expansión económica fue saludable en un principio al estar basado en motivos sólidos (adhesión del país a la Unión Europea, expectativas optimistas de converger en PIB per cápita con el resto de economías, y el papel jugado por los bancos de capital extranjero), pero finalmente acabó desembocando en una burbuja caracterizada por importantes desequilibrios (alta inflación, sobrevaluación, crecimiento por encima del potencial, déficit por cuenta corriente del 25% del PIB, y precios inmobiliarios disparados). En cambio, Erbenova *et al.* (2011) señalan que desde muy pronto el endeudamiento privado letonio estuvo muy por encima de los factores fundamentales, incluso sin tener en cuenta el endeudamiento externo.

El aumento de consumo e inversión conllevó un deterioro del saldo por cuenta corriente. Esto fue debido a un formidable incremento de las importaciones sobre el PIB (desde un 51% a un 71%), mientras que las exportaciones sobre el PIB se mantuvieron a un nivel constante. El mayor protagonismo de las importaciones no se explica sólo por un incremento de la demanda, sino por una mayor orientación de las compras hacia productos extranjeros pues el ratio de importaciones sobre demanda aumentó desde un 49% a un 58% (Blanchard *et al.*, 2013). Acorde a Blanchard *et al.* (2013), ello se explica por una pérdida de competitividad vía coste debido al incremento de los costes laborales unitarios y también a que las exportaciones de Letonia (y Lituania) eran de bajo valor añadido (Hansen y Vanags, 2007).

El resultado de todo este proceso es que la deuda externa de Letonia se multiplicó por dos entre 2000 y 2008 superando el 120% del PIB. La deuda externa a corto plazo fue ganando peso durante los años del boom hasta alcanzar el 50% del total en 2007 (Martin, 2010).

Los supervisores bancarios no vieron mucho problema en el crecimiento del crédito porque señalaban que los niveles de deuda privada eran bajos comparados con otros países y que los precios inmobiliarios eran buenos colaterales. Las autoridades se centraron más en los requerimientos de capital que en su papel macroprudencial. En cambio, el banco de Letonia fue más consciente de los riesgos asociados al crecimiento del crédito y el FMI advirtió de los riesgos existentes ya en 2005 (Martin, 2010). Acorde a Blanchard *et al.* (2013) la fuerte competición bancaria podría explicar la laxitud en los estándares de crédito. Romanova (2012) se centra más en la responsabilidad de los bancos, pues estos habrían permitido estructuras desiguales en la cartera de créditos y sobreestimaciones de los colaterales, así como habrían prestado insuficiente atención al riesgo asociado al ajuste de precios, entre otros elementos.

El final del boom se produjo en dos etapas: primero en 2006 aparecieron signos de fatiga tales como la caída en el indicador de confianza del consumidor, y en 2007 se experimentó una ralentización debida a una inflación elevada y pérdida de competitividad, así como un endurecimiento del crédito –liderado por los bancos nórdicos– que reflejaba la preocupación creciente de los bancos por su situación financiera<sup>76</sup>; luego, al final de 2008, el colapso de la crisis financiera mundial que conllevó un cierre del crédito, una caída importante de las importaciones y un incremento de la incertidumbre (Blanchard *et al.*, 2013; Martin, 2010).

En marzo de 2007 el gobierno letonio implementó un programa anti inflación consistente en perseguir equilibrios presupuestarios en 2007 y 2008 y superávits fiscales en 2009 y 2010, así como en la introducción de impuestos en las ganancias de capital inmobiliario y en restricciones al crédito bancario (límites máximos en el ratio de préstamos sobre el valor y obligación de conceder créditos sólo sobre los ingresos legales de los clientes en vez de los ingresos que ellos declaraban –y que en muchos casos se distanciaban de la realidad–) (Blanchard *et al.*, 2013; Martin, 2010). A pesar de que Hansen y Vanags (2007) consideraron que en su primer año de puesta en marcha no todas las medidas anunciadas se aplicaron y que, además, eran insuficientes para combatir la inflación adecuadamente porque no afectaban apenas a la competitividad

---

<sup>76</sup> Lo que se notó también en el rating de algunas agencias de calificación: en mayo de 2007 Standard & Poor's bajó el rating a BBB+, en agosto de 2007 Fitch hizo lo propio, mientras que Moodys mantuvo su calificación en A2 hasta noviembre de 2008 (Blanchard *et al.* 2013).

de la economía, según Blanchard *et al.* (2013) estas medidas consiguieron detener la demanda de bienes inmobiliarios; los precios comenzaron a caer y la demanda se secó, anticipando caídas futuras de precios.

La confianza de los depositantes en el sistema bancario se hundió cuando hubo una fuga de depósitos en el Banco Parez al final de 2009, lo que conllevó su nacionalización y la imposición de restricciones de retirada de efectivo por parte del gobierno. Esto hundió el nivel de depósitos (cayó más del 10% en tres meses) y del crédito (pasó desde una tasa anual del 50% en 2007 a -8% en 2009). El crecimiento del PIB pasó desde dos dígitos en 2007 a -18% en 2009 (se trata de la recesión más profunda en todo el mundo en dicho año), los salarios y precios cayeron, el desempleo se disparó hasta casi rozar el 21%), el crédito cayó (el ofrecido a hogares un 11% entre 2008 y 2010 y a empresas un 14%) y el porcentaje de créditos con retrasos en los pagos alcanzó el 26% en 2010 (Blanchard *et al.*, 2013).

En política fiscal, Letonia actuó de forma similar a Estonia. A diferencia de otros países postsoviéticos, los tres países bálticos aplicaron desde el principio fuertes y dolorosos recortes en gastos públicos, tales como subsidios a empresas y a los precios. Entre 1993 y 1995 el estado letonio introdujo un simple y saneado sistema fiscal con cuatro impuestos amplios, los cuales eran suficientes para equilibrar sus gastos: un impuesto plano sobre la renta personal del 25%, un impuesto de valor añadido del 18%, y un impuesto plano sobre los beneficios empresariales del 25% (que fue progresivamente disminuido al 15%). El antiguo impuesto social fue sustituido por contribuciones a la seguridad social, las cuales fueron progresivamente reducidas desde 37 a 33%. Este sistema fiscal fue simple y no experimentó grandes cambios desde mitad de los años 90 (Erbenova *et al.*, 2011; Romanova, 2012). A ello hay que sumarle los ingresos inesperados como consecuencia del boom. Por el lado de los gastos, estos aumentaron o se mantuvieron prácticamente inalterados (Martin 2010).

En consecuencia, la política fiscal acometida durante el periodo de expansión fue expansiva y, por lo tanto, estimuló aún más el boom de crédito (Martin 2010). Pero más allá del proceso financiero y la política fiscal, hubo otros factores que contribuyeron a nutrir la demanda doméstica: las remesas de un número de emigrantes cada vez mayor (en 2007 se situaron entre 2,1% y 3,8% del PIB en los países bálticos) y la recepción de fondos europeos de cohesión regional (el presupuesto comunitario destinado a los países bálticos para el periodo 2007-2013 alcanzaba una media anual del 2,5% del PIB) (Martin 2010).

## 27.2 *Análisis econométrico*

La variable  $s_t$  ha sido construida a partir de los datos de saldo público en términos absolutos en frecuencia trimestral que ofrece la base de datos Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional y a partir de los datos de PIB en términos corrientes en frecuencia trimestral de la misma base de datos, aunque sólo hay datos disponibles a partir de 1999. En cuanto a datos de deuda privada, el Banco Central de Letonia reconoce tras ser consultado que no dispone de dichos datos con frecuencia trimestral para años anteriores a 2004, por lo que se ha procedido a trimestralizar los datos anuales anteriores a 2004 obteniendo la serie  $d_t$ . El periodo de análisis comienza el primer trimestre de 1999 (por no disponer de datos anteriores) y finaliza en el último de 2008 cuando la crisis ya ha hecho efecto y el superávit público se revierte.



Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  tiene una raíz unitaria mientras que  $d_t$  tiene dos. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha[\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta(d_t) \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 2 y 3 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 67. Prueba de Cointegración de Johansen 1999q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 2 a 2; 3 a 3**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	64,95304	15,49471	0,0000
Como mucho 1	2,676671	3,841465	0,1018
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	62,27636	14,2640	0,0000
Como mucho 1	2,676671	3,841465	0,1018

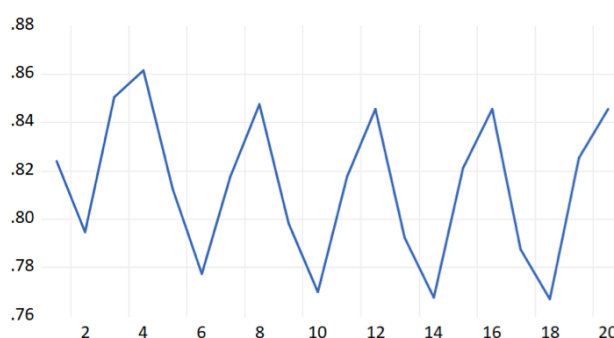
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 68. Estimación del VECM 1999q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,699601 [-3,37672]	2,819228
$\alpha$	-1,280261 [-11,2411]	0,050688 [1,24827]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 84. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



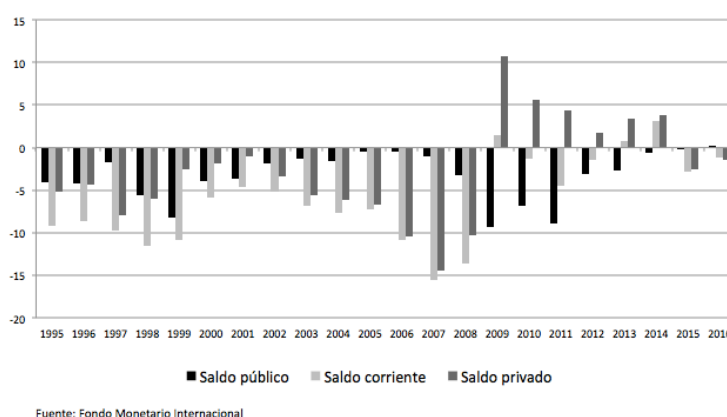
Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 85,50% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas letonias durante el periodo 1999q1-2008q4.

En resumen, entre 1995 y 2017 Letonia alcanzó superávit fiscal únicamente dos años y gracias a una colosal burbuja de crédito e inmobiliaria que desembocó en una grave crisis financiera. Esto se debe en parte al habitual déficit por cuenta corriente que sufre el país (sólo revertido momentáneamente tras la crisis de 2008 probablemente como consecuencia de la caída de la capacidad adquisitiva), que impide a Letonia registrar superávit fiscal a no ser que sea a través de un fuerte deterioro del sector privado que suele reflejar un apalancamiento muy preocupante.

## 28. LITUANIA

Lituania es un país cuyo comportamiento macroeconómico fue muy similar al de Estonia y Letonia, pues experimentó tanto un boom de crédito como inmobiliario durante los mismos años (Martin, 2010; Purfield y Rosenberg, 2010) y, sin embargo, no está incluido en la lista de países detectados por nuestra metodología del sistema de cuadrantes. Esto es así porque, como se puede ver en el gráfico 77, a pesar de que sus cuentas públicas mejoraron progresivamente desde 1999 hasta 2006, el saldo fiscal no llegó a ser superavitario (aunque estuvo cerca).

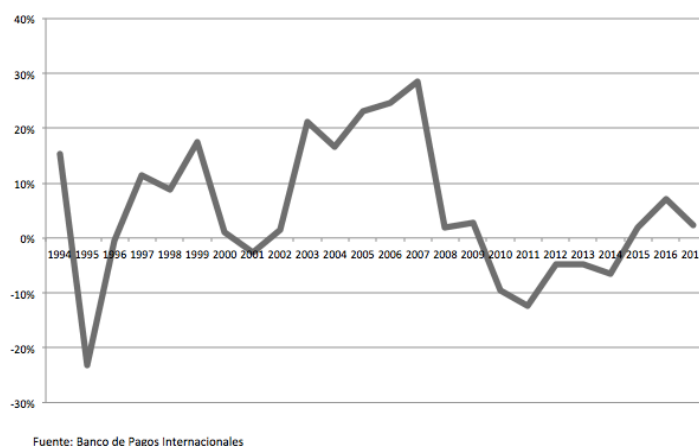
**Gráfico 85. Saldos sectoriales de Lituania. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional

No vamos a profundizar en el caso lituano porque no atraviesa el cuadrante IVd y, por lo tanto, no es objeto de nuestro estudio. Pero al menos resulta interesante hacer referencia a esta experiencia para tener en mente que probablemente muchos otros países pasaran por una situación similar en tanto en cuanto una expansión del crédito mejoró las cuentas públicas sin llegar a hacerlas superavitarias. La explicación podría deberse al hecho de registrar un déficit por cuenta corriente muy acentuado y/o una expansión del crédito insuficiente. De hecho, la evidencia demuestra que el boom en Lituania no fue tan intenso como en Estonia y Letonia (Martin, 2010; Purfield y Rosenberg, 2010).

**Gráfico 86. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Lituania. Datos en porcentaje. 1994-2017**

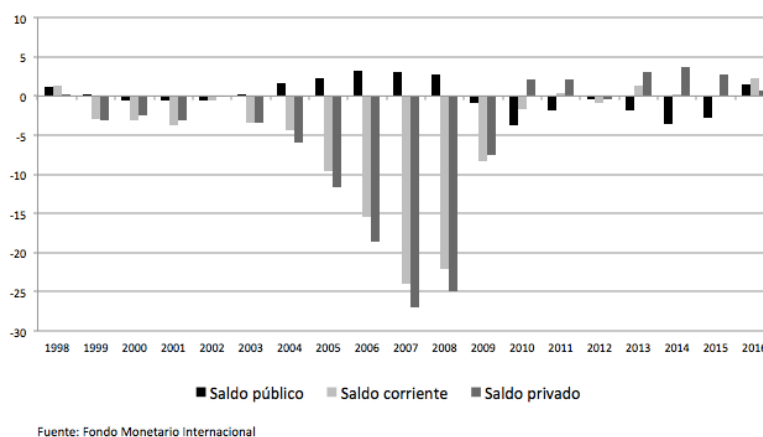


## 29. BULGARIA

### 29.1 *Análisis descriptivo*

En Bulgaria el cuadrante IVd se da en los años 1999 y en los que van desde 2003 a 2008, ambos incluidos (ver Gráfico 87). No hay datos anteriores a 1998 por lo que la panorámica no puede ser muy amplia, pero desde el año 2000 se aprecia una mejora progresiva de las cuentas públicas que se alarga hasta 2009 y que viene acompañada por un deterioro muy importante de la cuenta corriente y del saldo privado.

**Gráfico 87. Saldos sectoriales de Bulgaria. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1998-2016**



Precisamente durante esos años la literatura señala la existencia de un boom crediticio e inmobiliario que finaliza con la crisis internacional de 2008.

Durante la época soviética el sector financiero búlgaro estaba totalmente orientado a apoyar al aparato de planificación central. Con la caída de la Unión Soviética en 1991 los nuevos gobiernos comenzaron a hacer reformas para modernizar sus instituciones y asemejarlas a los estándares de los países europeos más avanzados. Entre estas reformas destacan el establecimiento de derechos de propiedad, la supresión de controles de capitales, la apertura de sus mercados a inversores internacionales, la modernización del mercado de valores, la prohibición del endeudamiento del Estado y la puesta en marcha de estructuras de gobernanza empresarial (Harrison y Moore, 2010; IMF, 2006a; Jones y Miller, 1997).

Sin embargo, la inestabilidad macroeconómica y un sector financiero absolutamente hundido hicieron impracticable muchas reformas, como la modernización y privatización de la banca durante la primera mitad de la década (Harrison y Moore, 2010; IMF, 2006a; Jones y Miller, 1997). Para 1995 todavía no se había privatizado ni un solo banco y la propiedad extranjera en el sector era insignificante. Las condiciones macroeconómicas durante aquellos años eran muy malas: entre 1996 y 1997 un tercio de los bancos estaban quebrados, había hiperinflación y la confianza en la moneda nacional se había evaporado (Vogiazas y Nikolaidou, 2011). Sólo en 1996 el PIB cayó un 10%. La recapitalización de los bancos fue una de las más costosas de todos los países en transición, alcanzando en 1998 un total de 42% del PIB (Iskrov, 2011; Jones y Miller, 1997; Minea y Rault, 2011).

La introducción de un currency board <sup>77</sup> en 1997 restauró la estabilidad macroeconómica: se recuperó la confianza en el sistema bancario y la inflación se redujo rápidamente a un dígito (Jones y Miller, 1997; Minea y Rault, 2011; Vogiazas y Nikolaidou, 2011). Con dicha estabilización comenzó la privatización de los bancos que, aunque llegó tarde, fue muy vertiginosa: para finales del año 2000 ocho de los diez bancos más grandes eran de propiedad extranjera –destacando la griega, italiana y austriaca (Duenwald *et al.*, 2005; Erdinç, 2010; Minea y Rault, 2011). El porcentaje de activos en manos de entidades bancarias con propiedad extranjera aumentó desde el 38% en 1999 a 72% en 2005 (Bonin *et al.*, 2005; Erdinç, 2010).

La estabilidad macroeconómica y la inexistencia de riesgo de tipo de cambio así como la condición de futuro miembro de la Unión Europea situaron a Bulgaria en una posición privilegiada para recibir flujos de capital, llegando a ser uno de los países de Europa Central y Oriental que más entradas de capital experimentó entre 2003 y 2008 (pasaron de suponer un 30% del PIB a un 215%). Entre 2003 y 2008 Bulgaria fue el principal receptor de inversión extranjera directa: desde 28% del PIB al 165% (EBRD, 2006; IMF, 2006a). Los bajos tipos de interés y las expectativas positivas sobre el futuro estimularon, a su vez, un rápido crecimiento del crédito (IMF, 2010b). Bulgaria fue (junto con Rumanía) la economía de Europa Central y Oriental que mayor crecimiento

---

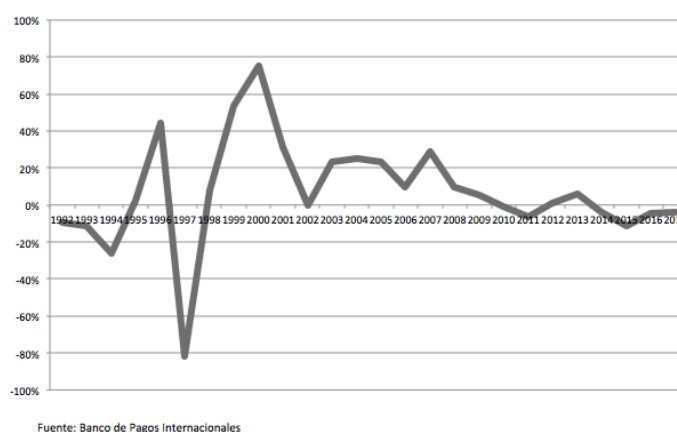
<sup>77</sup> Caracterizado por tres elementos clave: 1) un tipo de cambio fijado al euro, 2) convertibilidad automática, el banco central se comprometía a comprar y vender las monedas extranjeras al tipo de cambio fijo, y 3) prohibición de que el banco central crease crédito nacional, lo que implicaba que no podía afectar a la oferta monetaria a través de compras de mercado abierto. De los pocos instrumentos de política monetaria que se mantuvieron fueron los límites de reserva para los bancos comerciales (Duenwald *et al.*, 2005).

del crédito real experimentó durante los años precedentes a la crisis del año 2008 (Duenwald *et al.*, 2005). El crédito medido en porcentaje del PIB aumentó desde el 15% en 2002 al 50% en 2007 (Nikolaidou y Vogiazas, 2014; Petkova *et al.*, 2019; Vogiazas y Nikolaidou, 2011).

Durante la primera mitad de la década los bancos orientaron sus préstamos a los hogares (hipotecas, créditos al consumo y descubiertos), pero a partir de 2005 su peso sobre el total se estabilizó en torno al 40%, lo cual es un nivel inferior al de otros países vecinos (Erdoğan, 2010). Acorde al Fondo Monetario Internacional (2010b), el incremento del crédito se dio desproporcionadamente en forma de créditos hipotecarios y otras formas de crédito al consumo, aunque Bonin *et al.* (2005) señalan que el crecimiento del crédito bancario fue bastante diversificado. A pesar de que los créditos al consumo crecieron rápidamente en 2003, a partir de 2004 el tipo de crédito que más creció fue el hipotecario (IMF, 2006a). Sólo entre 2003 y 2006 el conjunto de los préstamos a los hogares crecieron al destacable ritmo promedio del 15% (IMF, 2006a).

Por su parte, el crédito a las empresas fue creciente y fundamentalmente dirigido a los sectores de la construcción y de activos inmobiliarios (Erdoğan, 2010). En torno al 60% de los créditos fueron nominados en moneda extranjera, un nivel muy similar al de los países del entorno. No obstante, el grado de eurización o dolarización en los préstamos fue significativamente inferior al de la región báltica (Minassian, 2013; Petkova *et al.*, 2019).

**Gráfico 88. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Bulgaria. Datos en porcentaje. 1992-2017**



Dicha evolución explica en buena medida que el sector industrial de mayor crecimiento económico fuese la construcción —la tasa de crecimiento del empleo entre 2003 y 2006 fue del 39%, mientras la tasa del conjunto del empleo fue del 8%— (IMF, 2010b). En el sector inmobiliario las tasas de crecimiento suponían también los niveles más elevados de la región (Minassian, 2008). La elevada demanda junto con la inelástica oferta provocaron un incremento acelerado en los precios inmobiliarios que no hizo sino estimular aún más la capacidad de los agentes económicos propietarios de activos para seguir endeudándose —efecto riqueza (IMF, 2010b).

Los precios del sector inmobiliario no fueron los únicos que crecieron. El índice de precios registró una tasa de crecimiento promedio del 52,8% entre 1995 y 2004, muy por encima de la media de Europa Central y Oriental, que fue del 31,1% (Erdoğan, 2010). A partir de entonces la inflación fue mucho más moderada, en parte porque disminuyeron las presiones temporales por el aumento de los impuestos especiales y los precios de los alimentos y la energía (IMF, 2013c).

La existencia del boom crediticio no pasó desapercibida a las autoridades: con la pretensión de suavizarlo, entre 2004 y 2006 el Banco Nacional de Bulgaria introdujo varias medidas para restringir el crédito bancario y reducir la asunción de riesgos (EBRD, 2006; Minassian, 2008). Entre todas las medidas adoptadas destaca la suspensión de nuevas licencias para crear entidades bancarias y el establecimiento a principios de 2005 de techos al crédito que impedían a los bancos expandir su crédito más allá del 6% por trimestre (Iskrov, 2011; Minassian, 2013). No obstante, con el tiempo se pudo ver que dichas medidas fueron insuficientes porque los bancos podían obtener financiación del extranjero (Duenwald *et al.*, 2005). Los bancos de propiedad extranjera estaban sometidos a un ambiente de enorme competencia y la búsqueda de la máxima rentabilidad les hacía incrementar constantemente su cuota de mercado, modificando para ello la composición de sus balances hacia préstamos principalmente dirigido al sector no gubernamental (IMF, 2006a, 2010b). La tasa media anual de crecimiento de los beneficios netos de los bancos comerciales fue del 31,6% para el periodo que va desde 2002 a 2008 (Duenwald *et al.*, 2005; Vogiazas y Nikolaidou, 2011). Según Minassian (2013) esta estrategia agresiva fue más utilizada por los bancos menos capitalizados, lo que no haría sino incrementar la fragilidad del sistema. En cualquier caso, muchas de estas medidas fueron diseñadas de forma que 14 de los 35 bancos, incluyendo los bancos más grandes, quedaban exentos de los nuevos requisitos (EBRD 2006).

Evidentemente este boom crediticio estimuló las importaciones y deterioró intensamente el saldo por cuenta corriente, algo que pone de manifiesto el análisis econométrico de Vogiazas y Nikolaidou (2011) –y ello a pesar de que la política fiscal restrictiva moderó dicho impacto. Este deterioro del saldo por cuenta corriente fue mucho más intenso en Bulgaria que en el conjunto de Europa Central y Oriental (IMF, 2013c). El resultado final fue que la deuda externa bruta aumentó hasta el 50% del total de la deuda (IMF, 2013c).

A final del año 2008 la crisis internacional empezó a afectar a Bulgaria: inicialmente las exportaciones y las entradas de capital sufrieron un drástico descenso (Mihaljek, 2010) y posteriormente lo hizo la inversión y la producción industrial (Iskrov, 2011). Como consecuencia, el crédito se hundió con una intensidad tan importante como la que caracterizó su auge (EBRD, 2010). Acorde al análisis de Erdoğan (2010) y Nikolaidou y Vogiazas (2014) esta elevada intensidad podría deberse al protagonismo de los bancos de propiedad extranjera. La contracción del PIB fue dramática, y aunque lo fue en toda Europa Central y Oriental, la de Bulgaria se llevó la palma –junto con Rumanía (EBRD, 2010; Nikolaidou y Vogiazas, 2014).

Durante la expansión crediticia se produjo un boom de ingresos: los ingresos reales aumentaron un 51% desde finales de 2002 a 2007. En proporción al PIB este aumento de los ingresos fue el mayor todos los nuevos estados miembros de la Unión Europea (en torno a 4,5% del PIB). Ello se explica fundamentalmente por los ingresos

tributarios de bienes y servicios, lo que refleja el rápido crecimiento que tuvo la demanda interna. También fue importante la recaudación por los impuestos especiales sobre el tabaco y el combustible (que se actualizaron en línea con los estándares europeos). Además, Bulgaria fue un importante receptor de las nuevas ayudas europeas, que explican aproximadamente un tercio del incremento de los ingresos. Ahora bien, no todos los ingresos aumentaron durante esta época: las contribuciones a la seguridad social disminuyeron ya que las tasas se redujeron en 6 puntos porcentuales entre 2002 y 2007 –para las pensiones y desempleo (EBRD, 2010; Nikolaidou y Vogiazas, 2014).

El 55% de toda la recaudación (incluyendo contribuciones a la seguridad social) procedía de impuestos indirectos, lo que situaba a Bulgaria en el puesto número uno de toda la Unión Europea. El impuesto sobre valor añadido tenía un tipo nominal del 20% y se aplicaba a la inmensa mayoría de los productos –hasta 2007 no se creó un tipo reducido (IMF, 2010b). A partir de 2004 se aplicaron políticas restrictivas con el objetivo de suavizar la burbuja –a tenor de que la política monetaria no dejaba mucho margen de acción (Duenwald *et al.*, 2005; IMF, 2010b; Minassian, 2008).

En consecuencia, a partir del año 2003 se registraron continuados y crecientes superávits fiscales, que fueron utilizados para ir erigiendo una reserva fiscal que permitiera afrontar con mayor margen problemas futuros (Duenwald *et al.*, 2005; EBRD, 2006) y que alcanzó un volumen del 12% del PIB en 2008 (EBRD, 2006). Por su parte, la deuda pública en porcentaje del PIB se redujo a la mitad (Iskrov, 2011).

En 2009, ya desencadenada la crisis, los ingresos se hundieron, a pesar de que las ayudas comunitarias no lo hicieron. Sólo los países bálticos experimentaron una caída de ingresos nominales y reales más importante que Bulgaria en dicho año. La mayoría de las pérdidas se debieron al IVA de las importaciones y del consumo, así como a los impuestos sobre las ganancias (IMF, 2010b).

## 29.2 *Análisis econométrico*

La variable de saldo público sobre el PIB ha sido construida a partir de los datos de saldo público en valores absolutos y del PIB en precios corrientes, ambos ofrecidos por el Instituto Nacional de Estadística de Bulgaria. En cuanto a los datos de deuda privada, el Banco Nacional de Bulgaria señala que sólo dispone de datos en frecuencia trimestral desde 2010, por lo que se ha tenido que recurrir a la conversión de los datos en frecuencia anual ofrecidos por el Banco Internacional de Pagos. El periodo comienza en el primer trimestre de 1999 porque no hay datos anteriores y termina en el último trimestre de 2008 porque es cuando la crisis afecta con fuerza a Bulgaria.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es integrada de orden 1 mientras  $d_t$  es integrada de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) teniendo en cuenta que la variable  $d_t$  está diferenciada.

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta(d_t) \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,

$D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos el retardo 3 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 69. Prueba de Cointegración de Johansen 1999q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 3 a 3**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	68,06864	20,26184	0,0000
Como mucho 1	6,022668	9,164546	0,1890
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	62,04598	15,89210	0,0000
Como mucho 1	6,022668	9,164546	0,1890

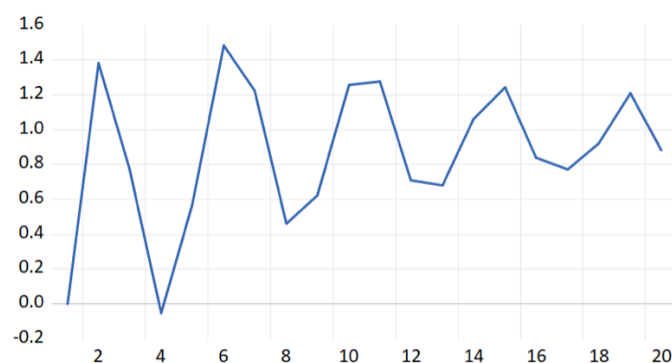
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 70. Estimación del VECM 1999q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,859012 [-2,93716]	-1,370181
$\alpha$	-1,383907 [-10,0686]	0,063902 [1,73099]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 89. Respuesta de  $s_t$  a un impulso  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**





Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 76,42% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). Podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas búlgaras durante el periodo 1999q1-2008q4.

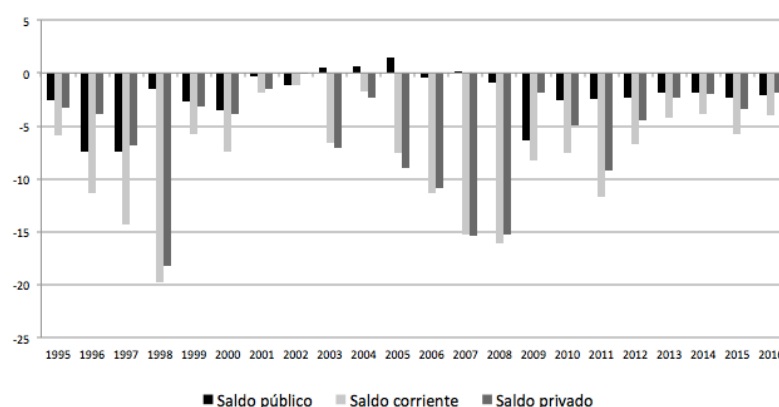
En consecuencia, entre 1999 y 2008 Bulgaria logró superávit en sus cuentas públicas gracias a la existencia de una burbuja de crédito e inmobiliaria. No fue la única vez que lo logró hacer en el periodo que va desde 1998 a 2016, pero sí la única vez que lo hizo manteniendo déficit por cuenta corriente. Y, puesto que Bulgaria apenas ha registrado superávit por cuenta corriente, es también la única vez que ha registrado superávit fiscal de forma más continuada en el tiempo.

## 30. MOLDAVIA

### 30.1 *Análisis descriptivo*

Los únicos años encuadrados en el espacio IVd son los que van desde 2003 a 2007, exceptuando el 2006 que se desvía ligeramente del superávit fiscal. El saldo público mejora desde 2000 hasta 2007, al mismo tiempo que se deterioran el saldo privado y el corriente, cuya evolución continúa hasta 2008.

**Gráfico 90. Saldos sectoriales de Moldavia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional

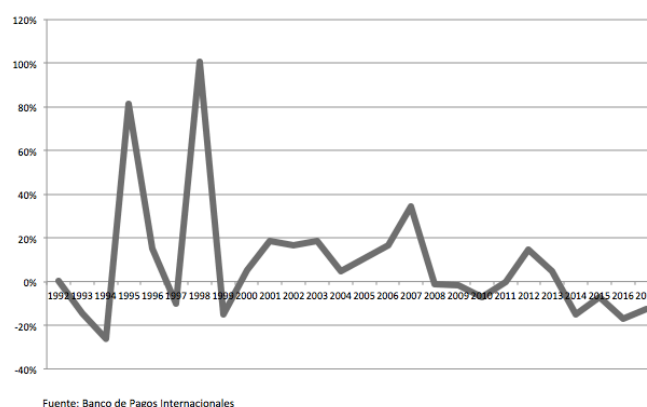
Moldavia es un pequeño país (de 3,5 millones de habitantes) que se independizó de la Unión Soviética en 1991 manteniendo las mismas fronteras que la anterior República Socialista Soviética de Moldavia. Este proceso de independencia acarreó dos guerras civiles en 1992 y en 1993 y una crisis comercial y económica dramática; se estima que el PIB en 1994 era menos de la mitad de lo que había sido en 1990. Pero la recesión económica no terminó ahí, ya que el PIB continuó cayendo hasta 1999, especialmente después de la crisis rusa de 1998 (IMF, 2010b). Fue sólo a partir de entonces cuando la economía moldava comenzó a crecer y a poner en marcha muchos de los cambios institucionales necesarios para transitar hacia una economía de mercado (IMF, 2008d; Jarocinski, 2000).

Entre todos estos cambios destacaron las reformas encaminadas a modernizar el sistema financiero. Este sector estaba absolutamente dominado por las entidades bancarias con un 93% de los activos (Cashin y McGrath, 2006). Gracias a las reformas el capital

extranjero hizo aparición en el país, y acabó abarcando más del 70% del capital bancario; de hecho, 4 de los 14 bancos comerciales eran 100% de capital extranjero. No obstante, en su mayoría no se trató de entidades financieras de elevada importancia a nivel internacional: estos inversores extranjeros estratégicos adquirieron algo menos del 20% de los activos bancarios. Esto hizo que la banca moldava no estuviese muy integrada en el sistema bancario europeo e internacional. Eso sí, la concentración en el sector siguió siendo muy elevada: sólo los 5 bancos más grandes controlaban en torno al 70% del sector (Clichici y Gribincea, 2015; Hunya *et al.*, 2008). El total de bancos comerciales no cambió mucho: fueron 14 incluso hasta 2013, aunque también había 13 organizaciones de microcréditos y 15 compañías de leasing (Clichici y Gribincea, 2015; Rabenhorst y Mihalache, 2007).

Esta nueva configuración del sistema bancario facilitó el acceso a financiación bancaria externa que, junto con una reducción de los tipos de interés (desde cotas muy elevadas), estimuló una expansión crediticia (Clichici y Gribincea, 2015; Hunya *et al.*, 2008). Como se puede ver en el Gráfico 91, entre el año 2000 y el 2007 el crédito creció muy por encima del PIB.

**Gráfico 91. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Moldavia. Datos en porcentaje. 2000-2017**



Acorde al Fondo Monetario Internacional (2010c), en torno a 1998 el crédito ya había comenzado a dispararse, pero dicha evolución quedó truncada con la crisis rusa de 1998, que provocó una caída del 50% en términos reales. Desde ese punto bajo, el crecimiento del crédito real se reanudó con tasas de entre 10% y 30% durante casi toda una década. El crédito total pasó desde el 10,1% del PIB en el año 2000 hasta el 30,9% en 2008 (BIS, 2020; Hunya *et al.*, 2008; Petrova, 2017).

Los créditos tradicionalmente habían sido contraídos por las empresas: hasta el año 2000 el crédito empresarial suponía el 96% del total del crédito. No obstante, la mejora de las condiciones del crédito y especialmente del hipotecario (debido a la mayor competencia en el sector bancario) condujo a un aumento del endeudamiento familiar que redujo este peso al 76% en 2008 (Rabenhorst y Mihalache, 2007; Weber y Kirchner, 2011). Un volumen importante de estos créditos fueron denominados en monedas extranjeras (sobre todo en dólares estadounidenses) y llevaron a conformar el 40% del total de créditos (Weber y Kirchner, 2011).

La demanda doméstica creció con fuerza debido a este incremento del crédito pero también a la inversión extranjera directa y a las remesas (IMF, 2010c; Kraan *et al.*, 2010). Estas remesas<sup>78</sup> constituían más del 40% del PIB y colocaban a Moldavia como segundo país más importante del mundo como receptor de estos flujos, después de Tajikistán, con un tercio de sus nativos viviendo y trabajando en el extranjero (Ciobanu, 2010; Hunya *et al.*, 2008; Victoria, 2009). Las inversiones extranjeras directas empezaron a hacerse notar desde principios del año 2000 y se dispararon en el año 2007, cuando supusieron más de un 12% del PIB (mientras que en el año anterior habían sido del 8% (IMF, 2008d).

Entre 1999 y 2008 la tasa de crecimiento anual del PIB fue del 5,5% (Goerlich y Luecke, 2011; Hunya *et al.*, 2008; Kraan *et al.*, 2010), alcanzando su mayor auge entre 2006 y 2008 (IMF, 2010c). La estructura de la economía cambió notablemente durante el periodo; la construcción y el comercio ganaron peso rápidamente, fundamentalmente en detrimento de la agricultura (IMF, 2008d). El sector inmobiliario y el de la construcción fueron importantes destinos del nuevo crédito, hasta llegar a suponer el 20% del total (Hunya *et al.*, 2008; Rabenhorst y Mihalache, 2007). Algunos analistas como Hunya *et al.* (2008) y Rabenhorst y Mihalache (2007) llegan a considerar que se produjo un boom en el consumo y en la construcción.

Esto último fue solo posible gracias a las reformas que se llevaron a cabo en el mercado inmobiliario. Como ocurría con todas las repúblicas soviéticas, la propiedad inmobiliaria había sido predominantemente pública, por lo que a partir de 1993 comenzó un proceso de privatizaciones. Para 1999, el 85% de las antiguas viviendas estatales ya habían sido privatizadas. Los precios aumentaron bastante durante estos primeros años, aunque la crisis rusa de 1998 detuvo esta evolución (Rabenhorst y Mihalache, 2007). Fue a partir del año 2000 cuando el mercado inmobiliario comenzó su verdadero desarrollo. Los problemas económicos y la falta de confianza en el sistema financiero llevaron a la ciudadanía a invertir en estos activos, considerados ajenos a la lógica financiera. No obstante, puesto que los tipos de interés no eran tan reducidos ni las hipotecas tan baratas como en otros países del entorno, el acceso a la financiación crediticia no fue tan importante en términos relativos. Ese hueco lo ocuparon las remesas, que explicaron el 50% de la demanda en este sector (Isentiev, 2010).

Entre los años 2002 y 2003 la fuerte demanda hizo que los precios de las viviendas se apreciaran un 35%, excediendo claramente los precios récord de 1997 (Isentiev, 2010). En el año 2004, el precio por metro cuadrado de un apartamento recién construido en la capital se situaba en el rango de 400-559 dólares, mientras que previamente ese rango había sido de 380-450 (Rabenhorst y Mihalache, 2007). El efecto riqueza también empujó los precios al alza debido a que los bancos aceptaban como colateral las viviendas, y puesto que éstas aumentaban de precio, se generaba así el típico círculo virtuoso entre precios inmobiliarios y endeudamiento (Rabenhorst y Mihalache, 2007).

El sector inmobiliario creció con fuerza durante estos años hasta llegar a conformar el 40% del PIB en 2007. Para 2009 se estima que la demanda superaba en un 35% la oferta

---

<sup>78</sup> Las entradas de flujos de dinero del extranjero son registrados como remesas en la cuenta corriente de la balanza de pagos si provienen de trabajadores que están en el extranjero durante más de un año, de lo contrario serían registradas como remuneración de empleados. No obstante, buen parte de las remesas se utilizaba directamente para comprar bienes y servicios, incluyendo propiedad, por lo que podría ser consideradas y clasificadas como inversión en la cuenta financiera (IMF, 2008d; Kraan *et al.*, 2010).

(Isentiev, 2010; Rabenhorst y Mihalache, 2007). Según Isentiev (2010) y Rabenhorst y Mihalache (2007), hay motivos para considerar que se trataba de una burbuja pues no toda la financiación se utilizaba en incrementar la inversión de la economía real. En cambio, Isentiev (2010) señala que no es posible corroborar que este crecimiento de los precios inmobiliarios se debiera a factores distintos a los fundamentales.

La crisis internacional de 2008 puso fin a esta evolución. La economía de Moldavia fue golpeada particularmente fuerte por esta crisis, pero no tanto por los vínculos financieros directos sino por los indirectos debido al hundimiento de las remesas y las exportaciones (Ciobanu, 2010; Clichici y Gribincea, 2015; Kraan *et al.*, 2010). El PIB cayó cerca de un 8% en la primera mitad de 2009 y ya en la segunda mitad los bancos prácticamente dejaron de conceder nuevos créditos (IMF, 2010c; Victoria, 2009).

La política fiscal fue restrictiva durante prácticamente todo el periodo de análisis, especialmente debido a los requisitos marcados por los programas de ayuda del Fondo Monetario Internacional. Los gastos fueron controlados para respetar los compromisos, mientras que los ingresos crecieron por encima del PIB sobre todo gracias al impuesto del valor añadido de las importaciones (IMF, 2008d, 2010c), que representaban aproximadamente dos tercios del total de la recaudación (Goerlich y Luecke, 2011).

### 30.2 *Análisis econométrico*

No se han conseguido datos en frecuencia trimestral de saldo público ni de deuda privada<sup>79</sup>, por lo que para obtener  $s_t$  y  $d_t$  se ha procedido a trimestralizar las series anuales de saldo público sobre el PIB ofrecidas por la base de datos de Perspectiva Económica Mundial del Fondo Monetario Internacional y de deuda privada sobre el PIB de la base de datos del Banco de Pagos Internacionales. El período comienza el primer trimestre de 1995 por ser el primero para el que hay datos y porque es cuando comienza la expansión crediticia y finaliza el último de 2008, cuando la crisis se inicia y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que tanto  $s_t$  como  $d_t$  son integradas de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM).

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 4 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

---

<sup>79</sup> Ningún organismo oficial ha respondido a los correos enviados.

**Tabla 71. Prueba de Cointegración de Johansen 1995q1-2008q4 Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	23,41917	20,26184	0,0178
Como mucho 1	5,166474	9,164546	0,2657
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	18,25269	15,89210	0,0209
Como mucho 1	5,166474	9,164546	0,2657

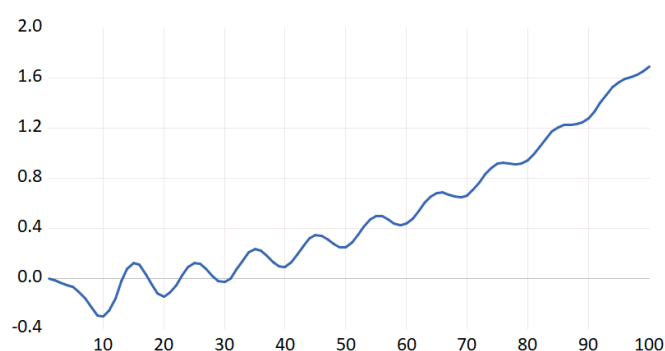
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 72. Estimación del VECM 1995q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,099563 [-4,10438]	0,916585
$\alpha$	-0,089759 [-4,26587]	-0,171638 [-1,48043]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 92. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $d_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 86,16% y los residuos no están correlacionados (excepto el 4) acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, aún con cierta cautela podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas moldavas durante el periodo 1995q1-2008q4.

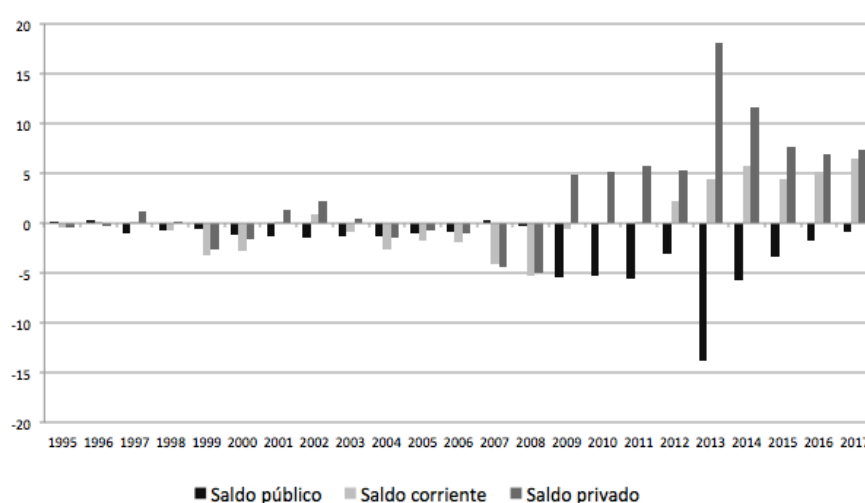
En definitiva, Moldavia registró superávit entre 2003 y 2007 (exceptuando 2006<sup>80</sup>) gracias a que experimentó una importante expansión crediticia que empezó a mitad de los 90 y que terminó con la crisis financiera de 2008. El crecimiento del crédito no fue lo suficientemente importante como para que fuese considerado como boom, pero sí vino acompañado de un fuerte aumento de los precios inmobiliarios, lo que retroalimentó el proceso de endeudamiento y de fragilidad financiera. Moldavia no ha registrado en ningún otro momento superávit público y eso se debe en buena medida a su crónico déficit por cuenta corriente.

## 31. ESLOVENIA

### 31.1 *Análisis descriptivo*

Analizando los saldos sectoriales de Eslovenia para el periodo 1995-2017 en el Gráfico 93 comprobamos que son dos años los situados en cuadrante IVd: 1995 y 2007. Puesto que no conocemos la combinación sectorial anterior a 1995 no podemos decir gran cosa sobre dicho año, pero sí lo podemos hacer para el año 2007: aunque el efecto no es muy destacado, se produce una mejora de las cuentas públicas desde el año 2000 hasta el año 2007, pasando desde un déficit de 1,2% sobre el PIB a un superávit de 0,3%. Durante este tiempo el saldo por cuenta corriente y el privado empeoran, desde 0,1% del PIB a -4,3%, y desde 1,3 a -4,3%, respectivamente.

**Gráfico 93. Saldos sectoriales de Eslovenia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1995-2017**



Fuente: Fondo Monetario Internacional

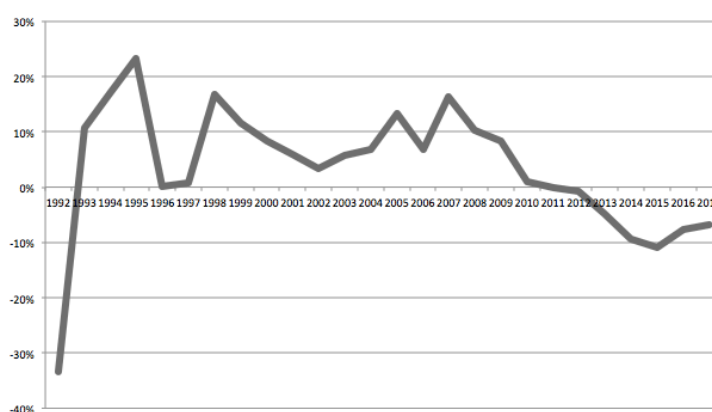
Después de la ruptura de Yugoslavia en 1990-91, Eslovenia se embarcó en una transición gradual hacia una economía de mercado y se preparó para cumplir los requisitos establecidos para acceder a la Unión Europea (algo que hizo en 2004) y a la Unión Económica y Monetaria (logrado en 2007) (Bugaric y Kuhelj, 2015; Guardiancich, 2012a). No obstante, el proceso fue muy gradual y poco enérgico, en parte porque dicha transición hacia una economía de mercado había empezado antes,

<sup>80</sup> En 2006 el saldo se hizo ligeramente deficitario debido en buena medida al bloqueo comercial del vino moldavo por parte de Rusia y también por la duplicación de los precios del gas natural de la empresa rusa Gazprom (IMF, 2008d).

en 1989 (Bohle y Greskovits, 2007). Eso sí, la liberalización y privatización en el sector de servicios financieros y comerciales fue muy lenta, de forma que el sector financiero se mantuvo bastante inefectivo y la mayor parte de las actividades comerciales se siguieron produciendo en el interior del país, lo que llevó a los inversores extranjeros a desconfiar y a mantenerse relativamente distantes (Bohle y Greskovits, 2007; Feldmann, 2017; Rojec *et al.*, 2004). Entre otras cosas esto explica que los flujos de inversión extranjera recibidos por Eslovenia fueran consistentemente más bajos que los de la media de Europa Central y Oriental hasta 2004 y que no afectaran mucho a su industria (Bandelj, 2004; Kejžar, 2011). A diferencia de otros países del entorno, el gobierno esloveno no llevó a cabo una ola privatizadora de empresas estatales (bancos, compañías aseguradoras, telecomunicaciones, de energía y otras) tan potente y cuando lo hizo procuró que los nuevos dueños no fueran extranjeros. Tan distinta fue esta transición que Eslovenia fue reconocido como el único país de la región que no siguió las reformas neoliberales recomendadas por el Banco Mundial y el Fondo Monetario Internacional (Bohle y Greskovits, 2007; Bugaric y Kuhelj, 2015). Este escenario cambió relativamente en el año 2004, cuando se produjo el primer cambio de gobierno después de once años: se comenzaron a aplicar más políticas neoliberales y con mayor intensidad, entre las que destacó una ola de privatizaciones (Guardiancich, 2012a, 2012b).

En cualquier caso, ya en 1991 tras la separación de Yugoslavia se eliminaron los controles de capitales (Cottarelli *et al.*, 2003), se estableció un régimen de tipo de cambio bajo estricto control (Boissay *et al.*, 2006) y el sector bancario comenzó a privatizarse<sup>81</sup> y a venderse a algunos propietarios extranjeros<sup>82</sup> (Dreca, 2012). En definitiva, se establecieron las condiciones ideales para que el crédito bancario comenzara a crecer con fuerza.

**Gráfico 94. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Eslovenia. Datos en porcentaje. 1992-2017**



Fuente: Banco de Pagos Internacionales

Tal y como se puede observar en el Gráfico 94, desde la desmembración de Yugoslavia hasta la crisis internacional de 2008 la evolución del crédito privado en Eslovenia ha tenido distintas fases. Partiendo de un nivel de crédito muy bajo –en torno al 20% del

<sup>81</sup> Durante la existencia de Yugoslavia los bancos eran públicos y tenían participación en muchísimos sectores empresariales (Dreca, 2012).

<sup>82</sup> No obstante, el peso de los bancos de propiedad extranjera medido en porcentaje de activos nunca llegó a ser muy elevado, alcanzando el 38,6% en 2005 (Dreca, 2012).

PIB (Égert *et al.*, 2006) – entre 1993 y 1995 el crédito alcanzó tasas de crecimiento muy elevadas, superiores al 10%, debido sobre todo al recurso a la financiación externa (Cottarelli *et al.*, 2003), pero en 1996 y 1997 se hundió. Acorde a Cottarelli *et al.* (2003), este episodio de 1996 y 1997 se debe fundamentalmente al crédito al sector empresarial, que cayó fuertemente debido a un considerable saneamiento de cartera, a un endurecimiento de la regulación y también a una importante sustitución de crédito privado por entradas de capital extranjero.

A partir de 1998 el crédito privado volvió a registrar tasas elevadas, y mantuvo una evolución ascendente hasta 2008 que se intensificó a partir de entonces (aunque entre 2000 y 2002 dicho crecimiento se ralentizó). El crédito a empresas experimentó una trayectoria similar al crédito total, pero no lo hizo así el crédito a hogares, que llegó incluso a tasas negativas en 2000 y 2001. En consecuencia, desde principios de los 90 hasta 2004 el crédito sobre PIB aumentó, pero no se trató de un crecimiento excesivo; a modo de comparación: fue menos pronunciado que el crecimiento de los países bálticos (Boissay *et al.*, 2006; Cottarelli *et al.*, 2003; Égert *et al.*, 2006).

El crecimiento más vertiginoso se produjo entre 2004 y 2008: el total del crédito pasó desde el 50% sobre el PIB al 89,4% en 2008 (Backé *et al.*, 2006; Dreca, 2012). Los motivos de esta aceleración hay que encontrarlos en las buenas expectativas por la entrada en la Unión Europea en 2004, por la mejora económica y tipos de interés descendentes (Guardiancich, 2012b; Kiss *et al.*, 2006). Buena parte de este crecimiento es imputable al crédito a hogares, que no habían visto aumentar mucho su endeudamiento hipotecario antes de 2006 (Boissay *et al.*, 2006; Kiss *et al.*, 2006). De hecho, el porcentaje de créditos a hogares sólo aumentó del 20% en 1997 al 28,9% en 2004 (Boissay *et al.*, 2006). Esto no quiere decir que los préstamos a empresas no crecieran fuertemente en esta última etapa, pues pasaron desde el 49,4% del PIB en 2005 al 71,7% en 2008 (Dreca, 2012). En total, desde 1997 al segundo trimestre de 2007 el crédito sobre el PIB pasó desde el 25% a casi el 80% (Coudert y Pouvelle, 2008)

En cuanto a si esta expansión crediticia podía ser considerado boom o no, Coudert y Pouvelle (2008) no creían que así fuese porque el crédito crecía en línea a sus principales determinantes, aunque también señalaron que eso no debía ocultar que muchos de los componentes del crédito crecieron muy rápido, como los préstamos en moneda extranjera, que crecieron desde un 5% del PIB en 1996 a un 33,1% en 2004<sup>83</sup>. Una de las hipótesis que barajaban para explicar que el crecimiento del crédito no fuese tan desproporcionado como en otros países era la poca penetración de bancos extranjeros en el país. Kiss *et al.* (2006) no detectaron boom de crédito antes de 2006, aunque sí señalaron que el crédito comenzó entonces a crecer por encima de su nivel de equilibrio. En cambio, Backé *et al.* (2006) afirmaron que el crédito sobre el PIB se desvió de su equilibrio a largo plazo en 2005. Por su parte, Coudert y Pouvelle (2008) tienen claro que hubo boom crediticio en Eslovenia, aunque comenzó tarde, a principios de 2006, lo que explicaría que otros análisis cronológicamente anteriores no pudieran detectarlo.

---

<sup>83</sup> En 2006 el 30% de los depósitos privados estaban sostenidos o indexados en moneda extranjera. El 30% de la población utilizaba euros o dólares como reserva o para los pagos domésticos (Stix, 2011).



Esta evolución del crédito vino de la mano de una de las tasas de crecimiento promedio más elevadas de todas las economías de transición que se unieron a la Unión Europea en 2004: en torno al 4%, por encima también de la media europea. Durante este periodo Eslovenia mantuvo –de lejos– una evolución del PIB menos volátil, y además lo hizo sin registrar importantes desequilibrios financieros, especialmente durante la década de los 90 (Neck *et al.*, 2011; Rojec *et al.*, 2004). Las tasas de crecimiento de inversión, consumo privado, gasto público y exportaciones también fueron superiores a la media europea y de la Eurozona durante el periodo (Neck *et al.*, 2011). Entre 1995 y 2008 la tasa de crecimiento del consumo de los hogares fue superior al 3,5% (teniendo picos del 6% en 1999 y 2007), aunque se mantuvo ligeramente por debajo del crecimiento del PIB (Guardiancich, 2012a). La tasa de crecimiento de la inversión fue superior al 10% entre 1995 y 2000, prácticamente nula durante la recesión de 2000-2002 y superior al 8% entre 2003 y 2008 (Guardiancich, 2012a).

Uno de los sectores económicos que más creció fue el de la construcción, cuyo boom finalizó en 2009 con una quiebra de la mayor parte de las empresas constructoras (Guardiancich, 2012a). La industria de la construcción aumentó de 5 a 7 puntos porcentuales del PIB y para ello recurrió intensamente a la herramienta del crédito, incluso a elevados tipos de interés y durante un periodo determinado, de forma que el sector bancario se benefició también de este comportamiento (Golob *et al.*, 2012).

Este auge en la construcción estuvo relacionado con la creciente demanda de activos inmobiliarios gracias al recurso del crédito, algo que resultaba muy atractivo con unos tipos de interés descendentes. Las transacciones en el sector inmobiliario se multiplicaron y, con ellas y debido a la rigidez intrínseca en la oferta de los inmuebles, también lo hicieron sus precios (Cirman, 2006; Golob *et al.*, 2012). A modo de ilustración, los precios en la capital crecieron de media entre un 5 al 7% al año durante el periodo 1996-2001 (Cirman, 2006).

Esta elevada demanda de inmuebles no puede entenderse sin contemplar dos importantes factores. El primero es que las privatizaciones de las viviendas sociales propias del régimen yugoslavo que se realizaron entre 1991 y 1993 sentaron las bases para el desarrollo de la propiedad inmobiliaria (Cirman, 2006). El número de viviendas públicas se redujo notablemente en beneficio de las privadas, que pasaron de 4.500 en 1991 a más de 7000 en sólo dos años (Sendi, 1999). Todo ello ocurrió en detrimento del alquiler, que quedó marginalizado: la proporción de viviendas en propiedad alcanzaba el 82%. El segundo factor es el de las tendencias demográficas, pues los cambios culturales y económicos conllevaron que los hogares de un solo miembro o de familias monoparentales crecieran notablemente en número, lo que empujaba al alza la demanda de viviendas (Cirman, 2006).

Esta escalada de precios<sup>84</sup> no fue detenida ni suavizada por las autoridades y en 2008 la crisis internacional le puso punto final, marcando el inicio del hundimiento de los precios (Golob *et al.*, 2012). El PIB, después de 15 años de aumento, cayó casi un 10% en 2009 y el desempleo se elevó desde un reducido 4,2% en 2008 a un 7,8% en 2009, y se desató una crisis bancaria (Bugaric y Kuhelj, 2015; Feldmann, 2017; Neck *et al.*,

---

<sup>84</sup> Los precios de los activos inmobiliarios no fueron los únicos que aumentaron notablemente: entre 1996 y 2004 la tasa de inflación anual fue superior al 20% (Dreca, 2012; Rojec *et al.*, 2004; Stix, 2011).

2011). Hay relativo consenso en considerar que el estallido de la crisis eslovena fue debida a factores externos por la crisis internacional (Dreca, 2012; Neck *et al.*, 2011).

El resultado de toda esta expansión crediticia es que la deuda externa bruta aumentó considerablemente (Dreca, 2012) y que el déficit por cuenta corriente se disparó, especialmente debido a la importación de bienes y servicios, que llegó a suponer el 11,2% del PIB en 2007 (Guardiancich, 2012a).

Durante este periodo, lejos de haber una política fiscal restrictiva que persiguiese el superávit fiscal y el enfriamiento de la economía, los distintos gobiernos acometieron importantes inversiones en infraestructuras y redujeron los impuestos –en los salarios y en el impuesto sobre los ingresos empresariales (Guardiancich, 2012a, 2012b). Partiendo de uno de los niveles de gasto público más elevados de todas las economías en transición –exceptuando la República Eslovaca–: 48,1% sobre el PIB, su crecimiento fue del 4%, ligeramente por debajo del crecimiento del PIB (Bohle y Greskovits, 2007; Guardiancich, 2012a). En consecuencia, los ingresos extraordinarios quedaron parcialmente eclipsados por estos incrementos de gasto, aunque ello no evitó que en el año 2007 se alcanzara superávit fiscal.

### 31.2 *Análisis econométrico*

La variable saldo público sobre el PIB en frecuencia trimestral ( $s_t$ ) ha sido construido con los datos de saldo en términos absolutos y con los datos de PIB en términos corrientes disponibles en la base de datos Estadísticas Financieras Internacionales Fondo Monetario Internacional. La variable deuda privada sobre el PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) ha sido construida a partir de los datos de deuda privada en valores absolutos ofrecidos por el Banco Central de Eslovenia y de los datos de PIB disponibles en el organismo oficial de estadísticas del país (Statistical Office of the Republic of Slovenia), pero como sólo hay datos a partir de 2004, para los trimestres anteriores se han trimestralizado los valores anuales que ofrece el Banco de Pagos Internacionales. El periodo de análisis comienza en el primer trimestre de 1999 al no haber datos de saldo anteriores, y finaliza en el último trimestre de 2008, cuando la crisis ya ha hecho efecto en Eslovenia y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  tiene una raíz unitaria mientras que  $d_t$  tiene dos. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1 y 4 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 73. Prueba de Cointegración de Johansen 1999q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4,**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	22,06304	15,49471	0,0044
Como mucho 1	2,613538	3,841465	0,1060
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	19,44951	14,2640	0,0069
Como mucho 1	2,613538	3,841465	0,1060

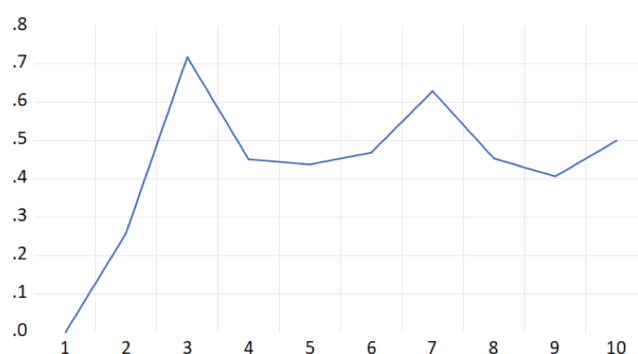
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 74. Estimación del VECM 1999q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-1,108012 [-4,87113]	3,982449
$\alpha$	-0,773896 [-3,65476]	0,3230387 [1,97613]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 95. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 51,81% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas eslovenas durante el periodo 1999q1-2008q4.

En definitiva, los únicos superávits públicos que ha registrado Eslovenia, en 1995 y en 2007, han sido posibles gracias a una expansión crediticia que tuvo sus orígenes en las medidas liberalizadoras y privatizadoras que se fueron adoptando tras la

desmembración de Yugoslavia en 1991. Dichas medidas llegaron relativamente tarde y se aplicaron de forma progresiva, lo que explicaría que el boom de crédito fuese también tardío. De no haber sido por la crisis internacional de 2008, probablemente el boom habría sido más intenso y también los superávits fiscales. Eslovenia no ha vuelto a registrar superávit público desde entonces, aunque recientemente se sitúa en mejor condición para ello puesto que a partir de 2011 comenzó a experimentar un creciente superávit por cuenta corriente que se ha mostrado relativamente estable.

## 32. SERBIA, MONTENEGRO Y KOSOVO

### 32.1 *Análisis descriptivo*

Uno de los cinco estados en los que se dividió la República Socialista Federal de Yugoslavia pasó a denominarse en abril de 1992 República Federal de Yugoslavia, y estuvo compuesto por dos repúblicas: Serbia y Montenegro, estando la primera formada a su vez por dos provincias, Voivodina y Kosovo. A partir de febrero de 2003 el Estado pasó a denominarse Unión Estatal de Serbia y Montenegro, y así continuó hasta que en 2006 Serbia y Montenegro pasaron a ser dos Estados independientes. Por su parte, el territorio de Kosovo declaró unilateralmente su independencia en 2008 con el apoyo de Estados Unidos y de muchos países de la Unión Europea, instaurando así la República de Kosovo. No obstante, Serbia no ha reconocido dicha independencia respaldándose en la Resolución del Consejo de Seguridad de la ONU 1244 adoptada tras la intervención en 1999 de la OTAN en la República Federal de Yugoslavia, según la cual Kosovo es oficialmente una parte de Serbia. Kosovo podría entenderse, por lo tanto, como un Estado con reconocimiento limitado.

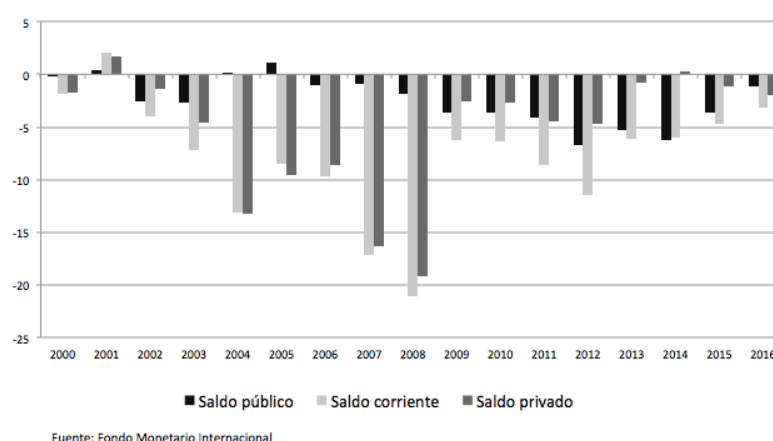
Todo ello ha de tenerse en cuenta a la hora de analizar los datos disponibles, pues el Fondo Monetario Internacional no ofrece datos de Montenegro pero sí de Serbia (incluyendo a Montenegro hasta 2006) y de Kosovo.

Teniendo en cuenta lo anterior y que los datos sólo están disponibles desde el año 2000, en el Gráfico 96 se puede apreciar cómo los saldos sectoriales de Serbia atraviesan el cuadrante IVd en dos años: 2004 y 2005. Parece comprobarse una mejora de las cuentas públicas desde 2002 a 2005 que viene acompañada de un deterioro importante del saldo corriente y del saldo privado. Dicho deterioro se intensifica y prolonga hasta el año 2008, pero el saldo público revierte su evolución en el año 2006 (año de la disolución del Estado), por lo que a partir de dicho año se pierde el mencionado “efecto espejo”.

Durante la década de los 90, al igual que el resto de Estados de la región, la República Federal de Yugoslavia comenzó a orientarse hacia una economía de mercado, pero dicha transición no sólo empezó tarde sino que fue muy lenta y accidentada. Estos retrasos fueron causados por muchos factores, incluyendo las consecuencias legales de la ruptura de la anterior Yugoslavia, los múltiples conflictos militares en la región, varias formas de sanciones internacionales, la intervención militar de la OTAN en 1999 e incluso la ideología del régimen político anterior a octubre de 2000. Otros factores importantes a tener en cuenta fueron las medidas económicas inconsistentes del gobierno serbio, los cambios legislativos frecuentes, la falta de disposición a abandonar prácticas pasadas, la pobre gobernanza pública, la falta de respeto a la ley, y la creciente

corrupción y criminalidad. A finales del año 2000 las típicas instituciones de una economía de mercado seguían sin existir o eran muy pobres y la economía serbia no podía ser considerada como tal: más del 60% del Producto Material Bruto (Producto Social en terminología yugoslava) era todavía generado por el sector público (a pesar de la aprobación de numerosas leyes privatizadoras), no existía un mercado competitivo, el mercado de valores tenía un funcionamiento disfuncional, las leyes no protegían a los accionistas y no había transparencia en muchos acuerdos comerciales, el sistema financiero estaba subdesarrollado y se estimaban muy pocas reservas bancarias, entre otras muchas cosas (Stubos y Tsikripis, 2005; Uvalic, 2004).

**Gráfico 96. Saldos sectoriales de Serbia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 2000-2016**



El punto de inflexión clave se produjo en octubre de 2000, cuando las elecciones políticas acabaron con el régimen anterior, facilitando con ello la implementación de reformas económicas mucho más atrevidas y de verdadero calado (Petrovic, 2010; Uvalic, 2004). En mayo de 2001 el Banco Nacional de Yugoslavia, en colaboración con el Banco Mundial y el Fondo Monetario Internacional, se embarcó en profundas reformas que tuvieron repercusiones rápidamente (Stubos y Tsikripis, 2005). Debido a su rápida implementación, las reformas estructurales para transitar hacia una economía de mercado suelen considerarse como las más exitosas de la región junto con las de Bosnia (Bosnjak *et al.*, 2017).

La mayoría de los bancos estatales fueron privatizados a capital extranjero o fueron descapitalizados fuertemente, y un nuevo marco regulatorio fue introducido y la supervisión bancaria fue mejorada (Bosnjak *et al.*, 2017; Marinković, 2015). Las numerosas privatizaciones y fusiones acometidas cambiaron radicalmente el sector: si en 1998 había 104 bancos y sólo 3 eran de propiedad extranjera, en 2002 esos números habían disminuido y aumentado a 50 y a 12, respectivamente, mientras que el peso de los bancos estatales medido en activos pasó desde un 90% a un 35,6% (Dreca, 2012; Stubos y Tsikripis, 2004).

Durante todo el periodo de análisis Serbia tuvo varios tipos de regímenes cambiarios. (Marinković, 2015). Aunque la cuenta de capital no se liberalizó *de iure* hasta el año 2006, en la práctica sí lo estaba y la única limitación importante hasta entonces fue una limitación en las compras de acciones a los no residentes (Cottarelli *et al.*, 2003).

Esta apertura de la cuenta de capital facilitó la entrada de capital extranjero y ello mejoró la oferta de crédito y permitió la oferta de mejores servicios financieros (Barjaktarovic *et al.*, 2013; Marinkovic y Malovic, 2012; Mesic, 2006). La entrada de fondos extranjeros fue en forma de inversión extranjera directa, préstamos transfronterizos, financiación del banco paterno en moneda extranjera, inversiones en cartera y también remesas (Filipovic *et al.*, 2016; Kekic, 2010). Los bancos tenían una fuente de financiación estable gracias a los bancos extranjeros matrices. Los pasivos extranjeros fueron, por lo tanto, una importante fuente de financiación para los bancos (aunque no tanto como en otros países vecinos como Bosnia). De hecho, la tasa de crecimiento anual promedio de los pasivos extranjeros entre 2003 y 2008 fue del 37,3%. El porcentaje de capital extranjero sobre el total alcanzó el 75% en 2008 (Bosnjak *et al.*, 2017).

En esta importante entrada de financiación externa no sólo fue crucial la liberalización de los mercados financieros y las medidas privatizadoras, sino que influyeron mucho las buenas expectativas por el proceso de integración europeo (Filipovic *et al.*, 2016). Según Filipovic *et al.* (2016) también hubo otro factor importante que explica el enorme atractivo que tenía el mercado serbio para los inversores financieros: la continua apreciación de la moneda, mucho más acentuada en Serbia que en cualquier otro país de la región acorde al Fondo Monetario Internacional (2009a); en la víspera de la crisis la moneda serbia se había apreciado al menos un 20% durante los últimos 7 trimestres, lo que habría sentado las bases para realizar movimientos especulativos muy rentables.

En cualquier caso, esta nueva situación financiera sentó las bases para que el crédito bancario se disparase, algo que ocurrió desde 2003 hasta el estallido de la crisis en 2008, pasando de suponer el 19% del PIB al 44% en 2008, acorde a los datos del Banco de Pagos Internacionales. La tasa promedio de crecimiento del crédito entre 2003-2008 fue del 37,3% (Bosnjak *et al.*, 2017; Marinković, 2015).

A pesar de su limitada duración, muchos autores califican este periodo de boom crediticio<sup>85</sup>. En cualquier caso, aunque pueda ser un asunto de debate si el crecimiento del crédito fue excesivo o no, lo que no es discutible es que dicho crecimiento del crédito está vinculado al impacto de la recesión que se sufrió (Marinkovic y Malovic, 2012).

El auge del crédito estuvo parcialmente espoleado por un importante aumento de los depósitos que se produjo como respuesta de los clientes a la introducción del euro en 2001 (Cottarelli *et al.*, 2003). Los mayores demandantes de este crédito fueron las empresas no financieras y los hogares (Bosnjak *et al.*, 2017). El crédito a hogares sobre el PIB en 2005 fue del 7,8% y en 2008 del 13,3%. El crédito a empresas sobre el PIB en 2005 suponía el 18,6% y en 2007 el 21,5% (Dreca, 2012).

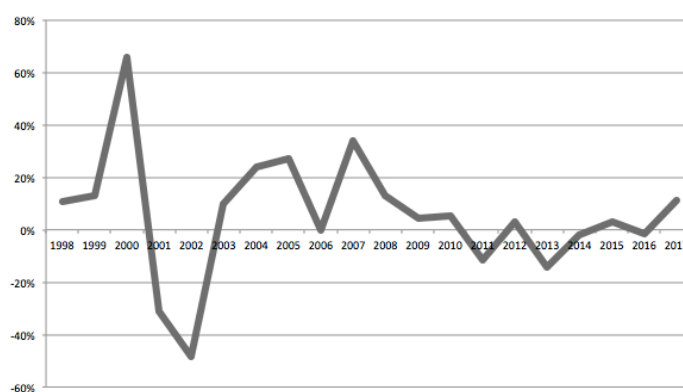
Como se puede ver en el Gráfico 97, en el año 2006 la tendencia alcista del crédito se interrumpió súbitamente, para volver a continuar en 2007 y –con menos fuerza– en 2008. Más allá del hecho de que en 2006 Montenegro se independizó y que ello produjo una quiebra estructural en la serie histórica, habría una explicación específica para dicho fenómeno.

---

<sup>85</sup> Ver, por ejemplo: (Dreca, 2012).

La fuerte interrupción del crédito bancario en 2006 se debió a una potente medida de esterilización a través de operaciones repo realizada por el banco central. En 2006 más de dos tercios del incremento de los recursos financieros bancarios fueron dirigidos al banco central, dejando sólo un tercio en el sector privado. La tasa de crecimiento del crédito bancario al sector privado habría muy distinta si la posición del banco central no hubiese cambiado. Estas operaciones repo se introdujeron en 2005 y desde entonces no dejaron de aumentar, aunque su punto álgido fue en 2006, momento en el que se dispararon (se multiplicaron por siete en sólo un año). En la víspera de la crisis estas operaciones suponían el 12,7% de todo el balance del sistema bancario (Marinković, 2015). Pero es que, además, los repos no fueron la única medida para controlar la cantidad de crédito y de dinero en circulación: en junio de 2006 se aprobaron importantes límites en las reservas bancarias y otras medidas orientadas a reducir el crédito pero fracasaron porque los bancos encontraron fórmulas para burlarlas recurriendo a préstamos directos obtenidos desde sus bancos matrices extranjeros (Coudert y Pouvelle, 2008; Marinković, 2015; Marinkovic y Malovic, 2012). En consecuencia, las autoridades no pudieron suavizar el boom crediticio.

**Gráfico 97. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Serbia. Datos en porcentaje. 1998-2017**



Fuente: Banco de Pagos Internacionales

Este incremento del crédito vino acompañado de un fuerte crecimiento económico, cuya tasa promedio anual fue del 5,8% entre 2003 y 2008, ritmo sólo por detrás de Albania en la región (Petrovic, 2010; Slay, 2010). El crecimiento fue principalmente generado por el sector de productos no transables, incluyendo comercio doméstico, banca, transporte y telecomunicaciones, siendo responsable del 80% del total de crecimiento en los 10 años anteriores a la crisis (Petrovic, 2010).

Este auge crediticio y económico se detuvo con la crisis internacional de 2008, que se hizo notar en el país en sus últimos meses y que se acabó materializando en forma de crisis bancaria, afectando inmediatamente al crédito, que se contrajo fuertemente (Bosnjak *et al.*, 2017; Filipovic *et al.*, 2016; Marinkovic y Malovic, 2012).

Durante todo el periodo de boom crediticio los gobiernos aplicaron una política fiscal expansiva (Marinković, 2015; Petrovic, 2010). Debido a su condición de pequeña economía abierta, los ingresos presupuestarios provenían fundamentalmente de las importaciones (aranceles e impuestos sobre valor añadido) y de las actividades económicas relacionadas con las importaciones (transporte, comercio al por menor...),

que a su vez fueron impulsadas –y por lo tanto también el déficit por cuenta corriente– por un consumo excesivo nutrido con crédito (Cottarelli *et al.*, 2003; Marinković, 2015; Petrovic, 2010). El gasto público sobre el PIB aumentó en 4,4 puntos porcentuales de medio durante este periodo (Ott, 2010). Acorde al Fondo Monetario Internacional Serbia tenía una fuerte inclinación hacia el gasto en pensiones y un irresponsable gasto del dinero público en ocasiones especiales –como cuando un partido estaba a punto de abandonar el gobierno (Marinković, 2015).

El gobierno se confió con la buena evolución de las cuentas públicas (que también mejoraron por las privatizaciones) y no contempló que fuese extraordinaria; redujo tipos impositivos e incrementó algunas partidas de gasto público (Petrovic, 2010). Sin estas medidas el superávit público hubiese sido aún mayor. En cualquier caso el gobierno esperaba un déficit fiscal de más del 4% del PIB entre 2003 y 2005 (Cottarelli *et al.*, 2003), y finalmente obtuvo superávit, lo que revela la importancia de los ingresos extraordinarios derivados del boom crediticio.

En definitiva, y a pesar de las limitaciones en los datos como consecuencia de la convulsa evolución política del país, podemos concluir que Serbia logró registrar superávit fiscal en 2004 y 2005 únicamente gracias al boom crediticio que experimentó. En este caso llama la atención que el boom empezara tarde (debido a que también lo hicieron las medidas de liberalización financiera) y que no haya indicios de boom inmobiliario. Que el superávit no se mantuviese hasta el final de la expansión crediticia puede deberse a la brecha estructural en la serie histórica producida por la independencia de Montenegro, pues aunque no dispongamos de datos oficiales para corroborarlo, según Cottarelli *et al.* (2003) el boom crediticio estaba siendo mucho más intenso en la región de Montenegro (tasa de crecimiento del 77,8% entre 2003 y 2008) que en la de Serbia (tasa del 37,3%).

### 33. BOSNIA Y HERZEGOVINA

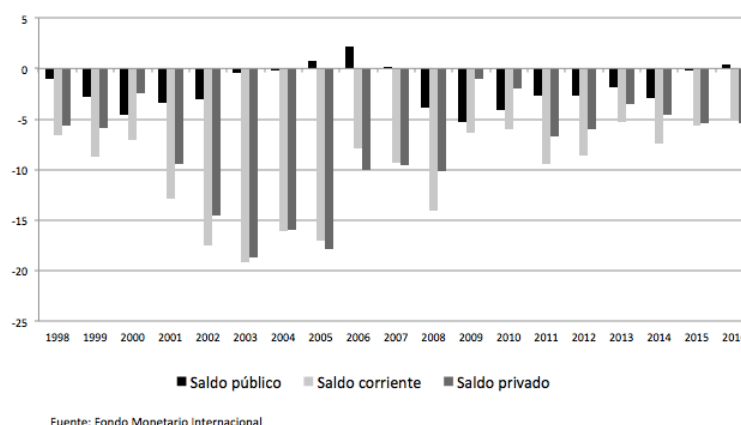
#### 33.1 *Análisis descriptivo*

En el Gráfico 98 se pueden observar los saldos sectoriales de Bosnia y Herzegovina desde 1998 a 2016. Los años 2005, 2006 y 2007 se ubican en el cuadrante IVd, pero también el año 2016. Se puede apreciar una progresiva mejora de las cuentas públicas desde el año 2000 hasta 2008 y que viene acompañada de un intenso deterioro del saldo privado y del corriente. Entre 2014 y 2016 también hay una mejora sustancial del saldo público pero el deterioro de los saldos privado y corriente, aunque existe, es mucho menos intenso y apenas perceptible.

La República de Bosnia y Herzegovina (en adelante Bosnia) se independizó de la antigua Yugoslavia en 1992, pero no fue hasta 1995 –tras el transcurso de una cruenta guerra– que se reconoció oficialmente su independencia y su división en dos entidades políticas: Federación de Bosnia y Herzegovina (en adelante La Federación) y la República Srpska.



**Gráfico 98. Saldos sectoriales de Bosnia y Herzegovina. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1998-2016**



Una vez que cesaron los conflictos militares se comenzaron a aplicar importantes reformas en las dos repúblicas con el objetivo de realizar un proceso de transición hacia una economía de libre mercado al estilo europeo. Dichas reformas comenzaron en 1997 en La Federación y en 1998 en la República Srpska, siendo aplicadas más rápidamente en la primera. Entre las transformaciones más importantes destacan las que liberalizaron el sistema financiero y las que modernizaron el sistema bancario, que era absolutamente protagonista en el sector debido a la ausencia de otros intermediarios financieros. Después de haber sufrido años de hiperinflación e inestabilidad macroeconómica a consecuencia de la guerra, el principal objetivo del gobierno de Bosnia fue crear una moneda estable y controlar así los precios. Para ello adoptó un currency board en 1997 y fijó su moneda al marco alemán y posteriormente al euro (Barlett y Monastiriotis, 2010; Bole *et al.*, 2013). Las importantes medidas de liberalización del sistema financiero conllevaron que para el año 2002 no existiese ya ningún tipo de control de capital (Cottarelli *et al.*, 2003; Domazet, 2010).

Con respecto a la modernización del sistema bancario, se crearon nuevas agencias financieras, se concedieron nuevas licencias, se desmantelaron bancos estatales o se privatizaron a capital extranjero, se diseñó un sistema de microcréditos, se mejoró la supervisión bancaria y se aprobó un nuevo marco regulatorio (Bosnjak *et al.*, 2017; Dreca, 2012; European Commission, 2009).

La privatización de los bancos fue el elemento más importante de la rehabilitación del sector bancario, siendo las entidades bancarias extranjeras –especialmente las del oeste como las austriacas, alemanas, eslovenas y croatas, atraídas por las buenas oportunidades de negocio– las que más se aprovecharon de ella (Barlett y Monastiriotis, 2010; Ganic, 2014; Plakalović, 2008). Mientras que en 1996 había 53 bancos mayoritariamente privados y 23 públicos; en 2005, tras numerosas quiebras y fusiones, sólo quedaban 33 y la mayoría eran de titularidad privada extranjera. Esta entrada de capital extranjero introdujo nuevos modelos de gobernanza y de negocio y permitió modernizar los servicios financieros y mejorar su calidad (Barjaktarovic *et al.*, 2013; Dreca, 2012; Mesic, 2006). El sector bancario –que como se ha apuntado ya era absolutamente predominante en el sector financiero pues los activos bancarios eran del 88% del total de activos de intermediarios financieros en el año 2002 (Cottarelli *et al.*, 2003)– quedó altamente concentrado y controlado por capital extranjero: en 2007 los

14 bancos con mayoría de capital extranjero controlaban el 93% del mercado (Filipovic *et al.*, 2016; Plakalović, 2008).

La velocidad en la aplicación de estas reformas estructurales para transitar hacia una economía de mercado explica que se consideren como las más exitosas de la región junto con las de Serbia y Montenegro (Bosnjak *et al.*, 2017).

El protagonismo de los bancos extranjeros en Bosnia explica la masiva afluencia de financiación externa, que jugó un papel crucial en el crecimiento del crédito, del consumo interno y de la economía hasta la crisis del año 2008. En 2005 los bancos extranjeros habían extendido el 84% del crédito total, correspondiendo el 65% únicamente a 6 bancos. La tasa de crecimiento anual promedio de los pasivos extranjeros entre 2003 y 2008 fue del 28,3% (Bosnjak *et al.*, 2017; Domazet, 2010; Kanda, 2006). Esta fuerte orientación de los bancos del centro europeo hacia Bosnia se explica por los fuertes rendimientos que obtenían, pues la tasa de beneficios obtenida era superior a la media y el porcentaje de beneficios era desproporcionalmente alto en estas entidades bancarias. Más de la mitad de los créditos a la economía habían sido extendidos en moneda local (Plakalović, 2008). No toda la entrada de financiación externa fue en forma de créditos: también hubo inversión extranjera directa, inversiones en cartera y sobre todo remesas –las cuales representaban en torno al 16-17% del PIB (European Commission, 2009; Filipovic *et al.*, 2016).

Existe un amplio consenso en considerar que se produjo un boom crediticio<sup>86</sup>, aunque empezara más tarde que en otros países del entorno debido a la guerra (Chen y Chivakul, 2008). La fecha de inicio suele ubicarse en 2001-2002.

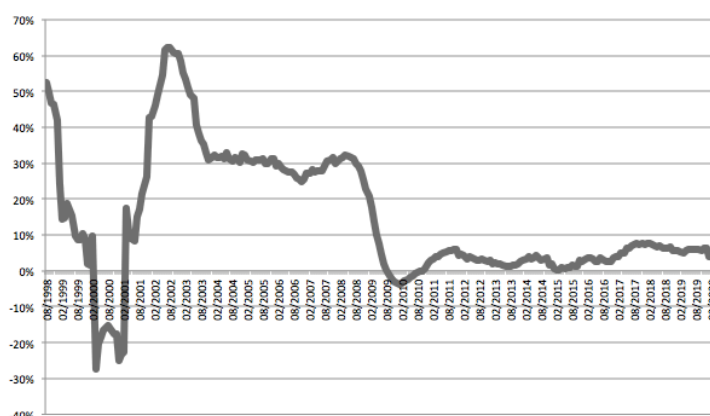
La tasa promedio de crecimiento anual del crédito entre 2001 y 2006 fue del 22,8%, y el crédito sobre el PIB se dobló durante esos años (Chen y Chivakul, 2008; Kanda, 2006). A partir de entonces la tasa se aceleró: en 2006 fue del 23,4% y en 2007 del 28,5% (European Commission, 2009). El crédito al sector privado medido en porcentaje sobre el PIB pasó de un 6% en el año 2000 a superar el 52% en 2008 (Haiss y Ziegber, 2011).

Los principales demandantes de este crédito fueron las empresas no financieras y los hogares, pero especialmente estos últimos, lo que según Plakalović (2008) podría ser explicado por la mala situación económica en la que quedaron las empresas tras la guerra. El crecimiento medio real del crédito a hogares entre 2001 y 2006 fue del 50%, mientras que a las empresas fue sólo del 13,5% (Bosnjak *et al.*, 2017; Chen y Chivakul, 2008). La deuda de los hogares alcanzó en 2008 el 36,3% PIB, mientras que la deuda de las empresas fue del 27,3% (Bole *et al.*, 2013; Dreca, 2012). No obstante, esta evolución fue geográficamente asimétrica: en la República Srpska el incremento de crédito a las empresas fue más importante que en La Federación (Plakalović, 2008). Precisamente el hecho de que el crédito fuese mayoritariamente dirigido a las familias explica que las importaciones crecieran tanto y que el déficit por cuenta corriente se deteriorara intensamente, porque dicho impacto en las importaciones suele ser más intenso que en el caso del crédito a empresas (Kanda, 2006; Plakalović, 2008).

---

<sup>86</sup> Ver: Bosnjak *et al.*, 2017; Chen and Chivakul, 2008; Cottarelli *et al.*, 2003; Geršl and Seidler, 2015; Haiss and Ziegber, 2011; Kanda, 2006; Wagner, 2012.

**Gráfico 99. Crecimiento interanual de deuda privada en Bosnia y Herzegovina por meses. Datos en porcentaje. 1998.1-2020.5**



Fuente: Banco Nacional de Bosnia y Herzegovina

En esta evolución es importante tener en cuenta también que el mercado de microcréditos cobró importante fuerza. La misión de estos microcréditos era social: permitir el acceso a la financiación de las personas de menos recursos, excluidos de los canales convencionales de crédito. Los microcréditos crecieron un 43% entre 2004 y 2008 (Chen *et al.*, 2010).

Las autoridades no estaban ciegas frente a esta rápida expansión crediticia y la fuerte asunción de riesgos que conllevaba. No obstante, debido a la liberalización de la cuenta de capital y al currency board las herramientas existentes para suavizar el crédito eran muy limitadas. Además, llegaron tarde. Lo único que se hizo fue, en enero de 2008, aumentar el coeficiente legal de caja desde el 15% al 18% (European Commission, 2009; Kanda, 2006; Plakalović, 2008).

Este boom crediticio vino de la mano de un importante crecimiento económico caracterizado por una explosión de la demanda interna. La financiación bancaria extranjera, la inversión extranjera directa y las remesas no fueron los únicos factores que nutrieron este fenómeno, también lo hizo la ayuda internacional que recibió el país después de la guerra (IMF, 2010a; Wagner, 2012).

El crecimiento fue conducido por la acumulación de capital productivo: el desarrollo de capacidad productiva supuso tres cuartas partes del crecimiento del producto entre 1999 y 2008, algo comprensible y necesario en un periodo de posguerra (IMF, 2010a). En sectores como la construcción, la intermediación financiera y la manufactura las tasas de crecimiento económico fueron de dos dígitos. Otros sectores con elevado crecimiento fueron el inmobiliario, la agricultura y el comercio. El consumo privado registró tasas de crecimiento muy elevadas que alcanzaron el 13,4% en 2007 (Bole *et al.*, 2013; European Commission, 2009).

El estallido de la crisis internacional en 2008 cortó los flujos de financiación internacionales y afectó dramáticamente a las exportaciones, provocando un hundimiento del crédito y un duro golpe al PIB de Bosnia, haciendo que dicho indicador macroeconómico cayese un 2,9% en 2009 (Domazet, 2010; Ganic, 2014; IMF, 2010a). El impacto de la crisis llegó con algo de retraso y sus efectos fueron más suaves en la República de Srpska (Bole *et al.*, 2013).

Por su parte, la política fiscal fue procíclica durante el periodo anterior a la crisis (Cottarelli *et al.*, 2003; IMF, 2010a). Puesto que los ingresos estaban creciendo a un ritmo extraordinario (sólo desde 2006 a 2007 lo hicieron a una tasa del 15%) se aplicaron medidas impositivas tendentes a reducir la carga tributaria, destacando el establecimiento de un tipo único del 17% en el impuesto sobre valor añadido (European Commission, 2009; IMF, 2010a).

Por el lado de los gastos se produjo un incremento progresivo en las ayudas sociales desde 2006. Las prestaciones de desempleo se incrementaron notablemente debido a los derechos adquiridos por los soldados desmovilizados tras la guerra, deteriorando por lo tanto su componente cíclico –pues tendía a incrementar el gasto público durante una época expansiva en vez de conseguir lo contrario (IMF, 2010a). El gasto en las pensiones públicas también fue uno de los componentes que más creció: desde 2005 a 2009 lo hizo desde un 7,7% del PIB a un 10% en la Federación de Bosnia y Herzegovina, y desde un 7,8% a un 9% en la República Srpska. Todas estas medidas sólo redujeron el superávit público desde 2006 a 2007, pero no lo eliminaron (European Commission, 2009).

### 33.2 *Análisis econométrico*

Ningún organismo oficial de Bosnia y Herzegovina ofrece datos de saldo público en frecuencia trimestral para el conjunto de las administraciones públicas antes del año 2005, por lo que para construir la variable  $s_t$  se ha procedido a trimestralizar los datos con frecuencia anual disponibles en la Base de datos de Perspectiva Económica Mundial del Fondo Monetario Internacional. Por su parte, la serie de deuda privada con respecto al PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) se ha construido a partir de los datos de deuda privada<sup>87</sup> en valores absolutos que ofrece el Banco Central de Bosnia y Herzegovina y de los datos de PIB en términos corrientes disponibles en la base de datos del Banco Mundial. El periodo de análisis comienza en el tercer trimestre de 1997, primer momento para el que hay datos, y finaliza en el cuarto trimestre de 2008, cuando la economía queda afectada por la crisis internacional y cuando el superávit se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es intergrada de orden 1 mientras que  $d_t$  lo es de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 4 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí según el test de la Trazas,

<sup>87</sup> Préstamos a empresas no financieras, hogares e instituciones sin ánimo de lucro.

mientras que no lo estarían según el test de Máximo Valor propio, por lo que podríamos considerar con cierta prudencia que tienen una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 75. Prueba de Cointegración de Johansen 1997q3-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	21,95652	20,26184	0,0289
Como mucho 1	8,090780	9,164546	0,0797
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	13,86574	15,89210	0,1014
Como mucho 1	8,090780	9,164546	0,0797

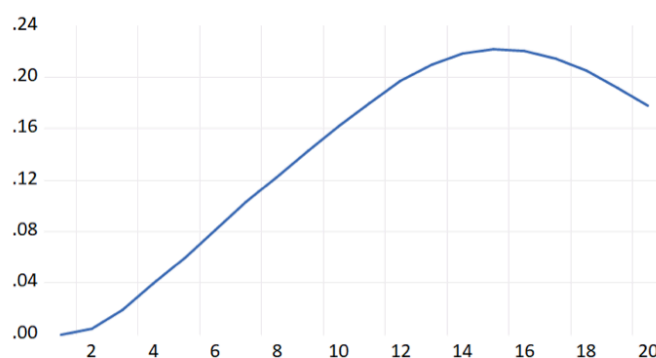
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 76. Estimación del VECM 1997q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,150650 [-1,61959]	0,524851
$\alpha$	-0,052816 [-3,08292]	0,458048 [0,68442]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo aunque no llega a ser significativo, mientras que sí lo es el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , no siéndolo en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo a largo plazo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 100. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 91,63%, pero no todos los residuos están libres de estar correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, sólo con bastante cautela podríamos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirmarían que el aumento de la deuda privada permitiría explicar la mejora de las cuentas públicas bosnias durante el periodo 1997q3-2008q4.

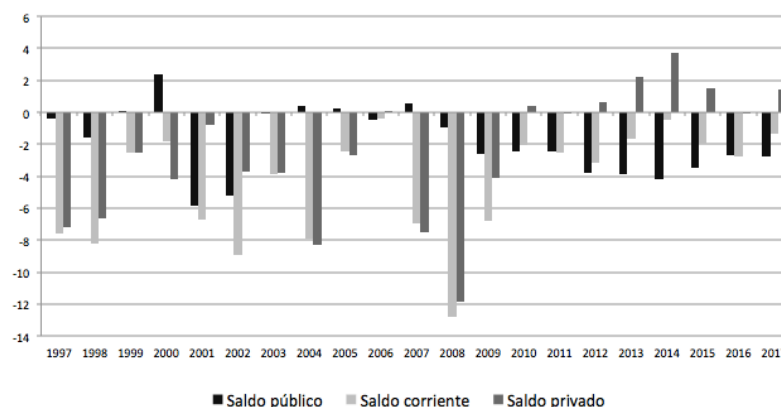
En resumen, Bosnia registró superávit entre 2005 y 2007 gracias a un boom de crédito originado por medidas de liberalización del sistema financiero y que terminó en 2008 con una crisis económica. Exceptuando el año 2016 (momento para el que no hemos realizado análisis por falta de datos y de referencias bibliográficas) es la única vez que Bosnia ha saneado sus cuentas públicas durante el periodo de análisis debido a que su saldo por cuenta corriente ha sido siempre negativo y además en cotas elevadas. El caso más llamativo de Bosnia es que dicho boom de crédito empezó tarde como consecuencia de la guerra de los años 90, que se dirigió bastante más a los hogares que a las empresas, y que no estuvo acompañado aparentemente por ninguna burbuja inmobiliaria, posiblemente también debido a dicho fenómeno bélico.

## 34. MACEDONIA

### 34.1 *Análisis descriptivo*

Los años que se ubican en el cuadrante IVd son 1999, 2000, 2004, 2005 y 2007 (2006 está muy próximo). Entre 1998 y 2000 el saldo fiscal mejora súbitamente pero no se aprecia un comportamiento inverso en los otros dos saldos. En cambio, entre 2001 y 2007 el saneamiento de las cuentas públicas es más progresivo y viene acompañado de un fuerte deterioro del saldo por cuenta corriente y privado (aunque el año 2006 presenta una anomalía).

**Gráfico 101. Saldos sectoriales de Macedonia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1997-2017**



En 1991 la antigua República Socialista de Macedonia se declaró independiente de la República Federal Socialista de Yugoslavia y pasó a denominarse República de Macedonia. Aunque la intención del nuevo Estado fue realizar una transición hacia una economía de mercado, los múltiples conflictos regionales que se desencadenaron, los importantes embargos comerciales que sufrió así como el drástico fenómeno de hiperinflación que experimentó, dificultaron notablemente dicho cometido. Además, el punto de inicio no fue el mejor porque la economía macedonia era la más pobre de toda la antigua Yugoslavia y partía de unos niveles de diversificación industrial muy reducidos y de unos niveles de desempleo desorbitados (con tasas cercanas al 20%) (IMF, 2006c).

Con el objetivo de controlar la escalada de precios derivada de la transición y estabilizar la economía, Macedonia comenzó en 1995 a regirse *de facto* por un régimen de tipo de

cambio fijo (Barlett y Monastiriotis, 2010; European Commission, 2009; Nikolov, 2007) y a mantener una política fiscal conservadora (IMF, 2006c). En 1995 también empezó a realizar reformas en un sistema bancario anticuado, ineficiente y subdesarrollado: se introdujo una nueva regulación, los bancos más grandes fueron auditados y se comenzó un proceso privatizador (Bosnjak *et al.*, 2017; Petkovski *et al.*, 2016). No obstante, estas reformas, conjuntamente con otras de carácter económico y social, volvieron a ralentizarse en 1996 debido a shocks externos: el embargo comercial de las Naciones Unidas a Yugoslavia (el mercado más importante de Macedonia) y el embargo económico griego originado por el conflicto sobre el nombre constitucional del Estado. Por si fuera poco con los obstáculos a dichos cambios, en enero de 2001 estalló un nuevo conflicto militar cuando miembros albanokosovares del Ejército de Liberación de Kosovo empezaron a atacar deliberadamente el territorio norte del país. El conflicto finalizó en noviembre de 2001, pero no se volvieron a sentar las bases para la normalidad económica hasta 2002 (IMF, 2005; Mladenova, 2007).

Aunque a partir del año 2002 Macedonia comenzó a disfrutar por fin de mayor estabilidad política, social y económica, las reformas para transitar a una economía de mercado siguieron siendo lentas e insuficientes (IMF, 2005). De hecho, para la víspera de la crisis Macedonia todavía no había liberalizado completamente su cuenta de capital (Nikolov, 2007).

Ahora bien, uno de los sectores que más se modernizó fue precisamente el bancario, que experimentó importantes descapitalizaciones, privatizaciones y una notable apertura a la inversión extranjera (que hizo entrada tanto con adquisiciones como con nuevas licencias). A finales de 2004 el capital extranjero ya estaba presente en 15 de los 21 bancos que operaban en el territorio<sup>88</sup>, representando 8 de ellos el 47,6% de los activos totales del sistema bancario (un peso inferior, no obstante, al del resto de países vecinos). Para entonces ya sólo quedaba un banco público y el grado de privatización era del 95% (Dimitrova, 2007; Eller *et al.*, 2007; Vanev, 2007).

Como consecuencia de estas reformas el sector bancario quedó altamente concentrado –los tres bancos más grandes albergaban las tres cuartas partes del total de depósitos en 2003 (Mladenova, 2007)–, siguió estando sobredimensionado –eran 21 bancos para una población de 2,1 millones de habitantes en 2004–, siguió siendo insuficientemente competitivo y siguió estando subdesarrollado (Barjaktarovic *et al.*, 2013; Dimitrova, 2007; Filipovic *et al.*, 2016).

La entrada de capital extranjero se produjo fundamentalmente por el atractivo que suponía un mercado relativamente sin explotar y con tipos de interés mucho más elevados que los del entorno europeo (Barlett y Monastiriotis, 2010). Esta entrada vino aparejada de una mejora en la calidad de los servicios financieros y de una mayor y mejor oferta de crédito (Barjaktarovic *et al.*, 2013; Mesic, 2006).

No obstante, debido al lento proceso de modernización bancaria y al débil clima macroeconómico, no hubo mucha entrada de capital en Macedonia, especialmente si nos referimos a inversión extranjera directa<sup>89</sup> y en cartera, y especialmente también si

---

<sup>88</sup> También había casas de ahorro, pero sólo suponían el 1,3% del total de activos bancarios (Mladenova, 2007).

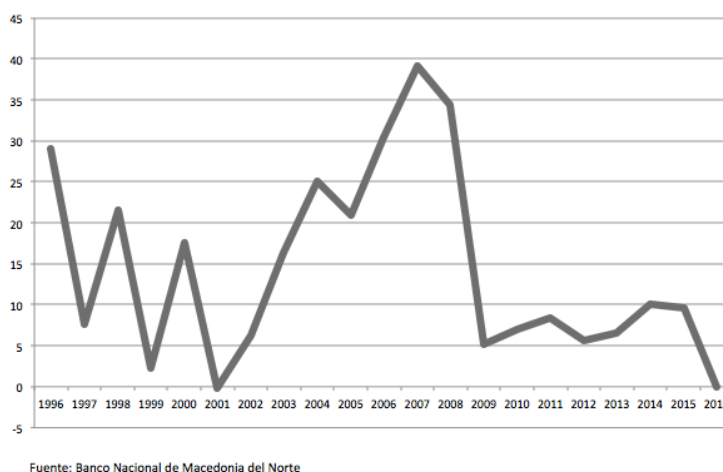
<sup>89</sup> Con la excepción del año 2001, cuando hubo una significativa entrada de inversión en las telecomunicaciones como resultado del proceso privatizador (Nikolov, 2007).

comparamos con otras economías del entorno (Dimitrova, 2007; European Commission, 2009; Nikolov, 2007). Además, más de la mitad de la inversión extranjera directa representaba préstamos de empresas matrices (IMF, 2009e). Por su parte, la entrada de remesas a hogares sí destacó; representando entre el 16 y 17% del PIB e involucrando a entre el 20 y 25% de la población, de las cotas más elevadas de los países europeos caracterizados por la emigración (European Commission, 2009; IMF, 2005, 2006c).

El hecho de que los mercados financieros estuviesen subdesarrollados conllevó que las familias y empresas no tuvieran más remedio que acudir al crédito bancario para financiar sus compras e inversiones (Filipovic *et al.*, 2016; IMF, 2005). De hecho, hay algunos autores, como Nikolov (2007), que señalan que se produjo un boom crediticio durante este periodo anterior a la crisis de 2008, aunque también hay trabajos como el de Filipovic *et al.* (2016) y del Fondo Monetario Internacional (IMF, 2005) en los que se afirma que no hay motivos para considerarlo como tal.

El Banco Internacional de Pagos ofrece datos de deuda privada de Macedonia sólo desde el año 2006, por lo que no es posible analizar el periodo completo que nos interesa. Ahora bien, la tasa de crecimiento anual de la deuda privada fue muy superior en los años correspondientes a nuestro periodo: 38,4% y 24,8% en 2006 y 2007, respectivamente, mientras que durante los años posteriores a 2008 la tasa no supera el 7%. Si utilizamos los datos del Banco Nacional de Macedonia del Norte, que sí están disponibles desde el año 1996 (Gráfico 102), podemos ver cómo el crédito privado creció muchísimo más que el PIB desde 2002 a 2008.

**Gráfico 102. Crecimiento interanual de deuda privada en Macedonia. Datos en porcentaje. 1996-2016**



Algunos autores como Coudert y Pouvelle (2008) señalan que dicho boom se inició en el cuarto trimestre de 1997. No obstante, es importante matizar que la evolución del crédito fue muy irregular: hasta el año 2001 presentó tasas de crecimiento positivas (exceptuando 1998), luego detuvo su crecimiento hasta el año 2003, cuando volvió a crecer para terminar de acelerarse en 2006 y 2007 (con tasas de crecimiento anual del 25% y del 29%, respectivamente) (Coudert y Pouvelle, 2008; Fidanovski *et al.*, 2017; IMF, 2006c). La brusca interrupción de esta evolución en 2001 se debe al conflicto bélico de dicho año, pues a tenor de la tensión e incertidumbre el consumo y la inversión se desplomaron y con ellos la concesión de créditos hasta varios meses después de la



finalización del conflicto (Marinov, 2007; Petkovski *et al.*, 2016). La normalización política en el año 2002 sumado a que los tipos de interés se redujeron, explica que los bancos iniciaran una estrategia mucho más agresiva para captar clientes. En consecuencia, el crédito comenzó a crecer con fuerza a partir de 2003. Entre 2003 y 2008 el crédito en términos absolutos se multiplicó por 4 con una tasa promedio de aproximadamente 30% y en términos sobre el PIB aumentó en 2,5 veces, pasando de 16,45% a 40,78% (Nikolov, 2007; Petkovski *et al.*, 2016) mientras que en el periodo comprendido entre 1996 y 2004 sólo aumentó desde el 9% al 16,45% también en términos relativos al PIB (Vanev, 2007).

El crecimiento del crédito fue más importante en los hogares (aunque desde un nivel muy bajo y a un ritmo inferior comparado con la región) que en las empresas (IMF, 2006c), probablemente debido a que estas últimas se vieron obligadas a confiar más en sus propios recursos habida cuenta del subdesarrollado sistema bancario (European Commission, 2009). El crédito de los hogares sobre el PIB aumentó desde el 1,5% en 2000 al 5,4% en 2004, mientras que el de las empresas lo hizo desde el 9,3% al 11,9% (Dimitrova, 2007).

Este incremento del crédito también fue estimulado por el predominante recurso a endeudarse en moneda extranjera o en moneda local pero indexada en moneda extranjera, aumentando el peso de este tipo de deuda al 55% (European Commission, 2009; IMF, 2009e; Nikolov, 2007).

El incremento del crédito alimentado por financiación externa jugó un papel crucial en el crecimiento de la economía, especialmente desde 2003 hasta el estallido de la crisis de 2008, con tasas anuales superiores al 20% –en 2008 casi del 45% (Fidanoski *et al.*, 2017; Filipovic *et al.*, 2016). Este crecimiento estuvo nutrido por una fuerte demanda doméstica y por una inversión derivada de la inversión extranjera directa y también de las remesas. En torno al 60% de esta inversión extranjera directa se destinó a sectores de productos no transables como el inmobiliario y el de servicios financieros (IMF, 2009e). Se estima que un cuarto de los flujos de remesas fue usada para inversión (European Commission, 2009). No obstante, entre 2005 y 2007 el sector de la construcción apenas creció; lo hizo a final de 2007. Este retraso se debió sobre todo a que las reformas necesarias para liberalizar e impulsar dicho sector llegaron muy tarde (European Commission, 2009; IMF, 2009e).

La crisis económica de 2008 puso fin a este crecimiento económico estimulado por crédito, aunque lo hizo con bastante retraso debido a que el sistema financiero macedonio no estaba muy integrado en el internacional. En cualquier caso, la caída económica fue importante aunque no tan intensa como en otros países vecinos y el aumento del crédito se detuvo (Fidanoski *et al.*, 2017; Petrevski y Jovanovski, 2009; Shaqiri, 2011).

La política fiscal no sólo fue restrictiva durante los primeros años de independencia, sino que continuó así muchos años en buena medida porque Macedonia se acogió a un programa de ayuda y ajuste macroeconómico del Fondo Monetario Internacional (IMF, 2005). El déficit público estuvo controlado (incluso hubo superávit en 1999 y 2000) excepto en 2001 y 2002 que se disparó debido a un brusco incremento del gasto público para responder al conflicto bélico de 2001 y también debido a las consecuencias económicas de la crisis que generó (IMF, 2006c).

En cambio, a partir de 2003 el rápido crecimiento de la demanda doméstica estimuló los ingresos por impuesto del valor añadido, casi duplicó los ingresos por el impuesto a las empresas (a pesar de la introducción de un tipo cero para los beneficios reinvertidos aunque quizás explicado por la eliminación de la doble deducción de la inversión), los ingresos por impuestos del capital y también otros no impositivos. La recaudación aumentó exponencialmente y alcanzó las cotas más elevadas en la víspera de la crisis. Por ejemplo, los ingresos por impuesto del valor añadido aumentaron desde el 8,8% al 9,6% del PIB sólo entre 2006 y 2007. Además, mejoró la administración fiscal del país y se redujo la economía sumergida (European Commission, 2009; IMF, 2009e). Todo ello contribuye a explicar que Macedonia registrara superávit fiscal en 2004 y 2005.

Sin embargo, en 2006 el saldo fiscal volvió a arrojar un leve déficit, pero eso fue debido a la aprobación de un gasto extraordinario adicional del 2% del PIB en dicho año (European Commission, 2007) y por la aplicación de una potente reforma fiscal que redujo sustancialmente los ingresos (IMF, 2006c). Las medidas más importantes de dicha reforma fueron la reducción de tipos en los impuestos de la renta familiar y empresarial hasta un cota plana del 12%, la supresión del impuesto a los beneficios reinvertidos y la reducción del tipo del valor añadido para determinados productos (European Commission, 2007; IMF, 2009e).

Esta reforma fiscal también tuvo efecto en 2007 y también aumentó el gasto público dicho año (sin ir más lejos los salarios públicos fueron incrementados un 10% cada año durante tres años desde entonces), pero el extraordinario crecimiento de los ingresos derivados de la actividad económica permitió que el Estado registrara superávit. En 2008 el ciclo terminó, aunque durante los tres primeros trimestres el Estado había registrado superávit del 0,6% del PIB, pero la irrupción de la crisis y la aplicación de políticas fiscales expansivas provocaron que a final de año las cuentas públicas cerraran en números rojos (IMF, 2009e)

### 34.2 *Análisis econométrico*

Los organismos oficiales macedonios sólo ofrecen datos de saldo público en frecuencia trimestral desde 2009, por lo que la variable saldo sobre el PIB con datos trimestrales ( $s_t$ ) ha sido construida a partir de los datos anuales ofrecidos por la base de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional. Por su parte, la variable de deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) ha sido obtenida a partir de la base de datos del Banco Nacional de Macedonia del Norte. El periodo de análisis comienza el primer trimestre de 1997 por no tener datos anteriores y finaliza el último trimestre de 2008, cuando la crisis económica mundial impacta en el país y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  tiene una raíz unitaria mientras que  $d_t$  tiene dos. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha[\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos únicamente el retardo 1 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 77. Prueba de Cointegración de Johansen 1997q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	29,83731	15,49471	0,0002
Como mucho 1	0,690050	3,841465	0,4061
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	29,14726	14,2640	0,0001
Como mucho 1	0,690050	3,841465	0,4061

La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

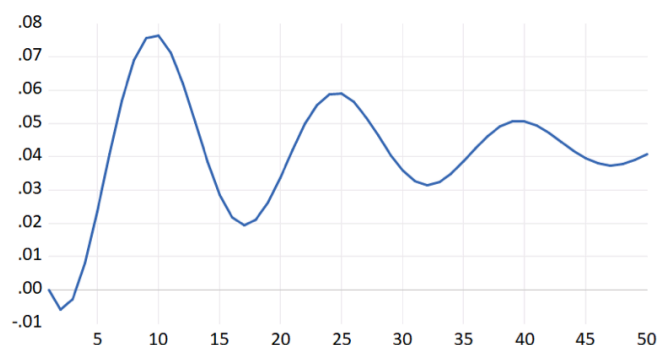
**Tabla 78. Estimación del VECM 1997q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,124454 [-1,48634]	0,380791
$\alpha$	-0,170521 [-5,94598]	-0,002188 [-0,02301]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo pero no es significativo, aunque sí lo es el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo a largo plazo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 81,19% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados indican que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas macedonias durante el periodo 1997q1-2008q4.

**Gráfico 103. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



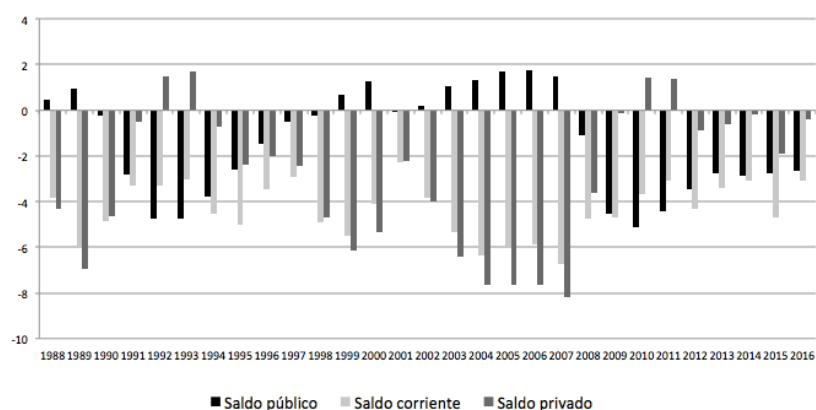
En definitiva, Macedonia registró superávit público en el contexto de una expansión crediticia que muchos autores han calificado de boom. Esto se constata claramente en los años que van desde 2004 a 2007 porque coinciden con el periodo álgido del endeudamiento privado (en el que además se aplicaron políticas fiscales expansivas), pero no de forma tan clara para los años 1999 y 2000 en los que sólo se aprecia un ligero repunte del crédito (que enseguida se interrumpe por el conflicto bélico de 2001). Ni siquiera el hecho de aplicar una política fiscal muy restrictiva podría explicar el superávit tan elevado de 2000 (superior al 2% del PIB). Macedonia no sólo no ha vuelto a registrar superávit público, sino que su déficit se ha acrecentado y estabilizado, y ello a pesar de que el déficit por cuenta corriente no ha sido tan acusado como durante el periodo analizado.

## 35. AUSTRALIA

### 35.1 *Análisis descriptivo*

Australia presenta bastantes años en el cuadrante IVd, estando repartidos en dos periodos distintos: el primero engloba 1988 y 1989, y el segundo desde 1999 hasta 2007 exceptuando 2001. Por falta de datos no disponemos de suficiente panorámica para el primer periodo pero se intuye una mejora de las cuentas públicas que es paralela a un deterioro de los saldos privado y corriente. En el segundo periodo el saldo público comienza a mejorar en 1993 y lo hace de forma progresiva hasta 2007 aunque con una interrupción entre 2001 y 2002. Lo mismo ocurre pero en sentido inverso con el saldo privado y con el saldo por cuenta corriente, aunque en este caso sólo desde 1997.

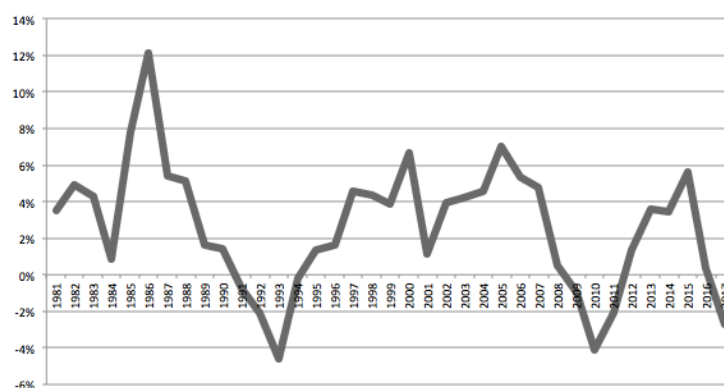
**Gráfico 104. Saldos sectoriales de Australia. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1988-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional

Como podemos descubrir en la literatura y apreciar en el Gráfico 105, ambos periodos coinciden con los últimos años de una expansión crediticia.

**Gráfico 105. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Australia. Datos en porcentaje. 1981-2017**



Fuente: Banco de Pagos Internacionales

La literatura especializada señala que ambas expansiones crediticias fueron posibles gracias a las medidas de liberalización financiera que se adoptaron en los años 70 y especialmente a partir de 1983, pues ello permitió la utilización de fondos extranjeros para financiar la creciente demanda de crédito doméstica que se producía al calor de una burbuja de activos. Se eliminaron los controles sobre los tipos de interés bancarios (en 1973), se dejó flotar el dólar australiano (en 1983), se suprimieron los controles cuantitativos del banco central sobre los créditos bancarios, se abrió el sistema bancario a los bancos extranjeros, se relajaron los controles de divisas... Estas reformas fueron consideradas muy radicales ya que transformaron el sector bancario desde uno de los más a uno de los menos controlados del mundo (Ballantyne *et al.*, 2014; Battellino, 2007; Hill, 2009).

El periodo de endeudamiento de los años 80 está menos documentado en la literatura porque fue más breve, se nutrió de menos financiación externa, fue menos intenso, vino acompañado de una escalada de precios inmobiliarios menos destacada, dio lugar a una crisis bancaria en 1990 relativamente moderada y el colapso del crédito no fue tan notable entonces (Ballantyne *et al.*, 2014; Caballero *et al.*, 2005; Vila, 2011).

Tras dicha crisis, Australia volvió a experimentar un ciclo de crecimiento económico, que fue también conducido por un consumo doméstico nutrido por endeudamiento, pero la diferencia esta vez es que dicho ciclo fue más prolongado e intenso (entre 1992 y 2007 el PIB aumentó un 156,3%) y que fue interrumpido temporalmente por la recesión internacional de 2001 (Berry, 2010; Pomfret, 2009).

Este proceso de endeudamiento fue posible gracias a la importante entrada de fondos extranjeros: en 1980 menos del 1% de la deuda doméstica estaba en manos de extranjeros, pero esto cambió radicalmente gracias a la liberalización del sistema financiero, llegando incluso a alcanzar niveles del 40% (Caballero *et al.*, 2005; Murphy, 2011; Wood *et al.*, 2006). Las familias fueron los actores económicos más importantes en este endeudamiento, aunque no los únicos: los pasivos de los hogares sobre los ingresos aumentó desde el 70 al 157% en todo este periodo. El crédito a los hogares creció rápidamente hasta un 67% del PIB en 2005, siendo el 85% de este endeudamiento en forma de hipotecas y un 5% en tarjetas de crédito (Berry, 2010).

Esto fue así porque el mercado hipotecario también fue fuertemente liberalizado —de hecho el Fondo Monetario Internacional (2008f) lo llegó a considerar como uno de los más liberalizados de todos— lo que provocó la entrada de nuevos actores y la introducción de nuevos productos hipotecarios, así como que el Estado dejase de ser el principal financiador de la compra de viviendas y pasaran a serlo los bancos. (Berry, 2010; Murphy, 2011).

También hay factores institucionales e idiosincráticos que ayudan a explicar este desarrollo en el mercado hipotecario: Australia ha tenido tradicionalmente elevados niveles de propiedad inmobiliaria que reflejan una persistente política de apoyo al propietario. De hecho, ya a finales del siglo XIX estos niveles eran del 40%, mientras que en 1970 alcanzaron el 70%, manteniéndose en ese nivel hasta la actualidad. Esto conlleva que la mayor parte de la riqueza personal se conserve en forma de vivienda: el 58% de la riqueza neta de las cuentas de los hogares (ABS, 2008; Hill, 2009; Stapledon, 2009).

No obstante, la compra de viviendas recurriendo a créditos hipotecarios no sólo respondió a necesidades de tener una vivienda en propiedad, sino que respondió también a una dinámica especulativa. En 2003 el 45% de las nuevas hipotecas eran contraídas por inversores mientras que sólo el 14% eran para compradores de una primera vivienda (Berry, 2010; Berry y Dalton, 2004; Murphy, 2011). Estos agentes económicos se vieron atraídos por los beneficios que podían obtenerse en un contexto de burbuja de activos. El boom inmobiliario empezó aproximadamente en 1996: entre ese año y 2007 los precios de las viviendas aumentaron un 87% en términos reales, elevando en un 50% el ratio de precios sobre ingresos, lo que evidencia una intensidad mucho más elevada que en ciclos anteriores (Stapledon, 2009). Entre 1994 y 2004 la riqueza inmobiliaria media de los propietarios australianos aumentó en un 68%. Desde 1996, el número de propietarios con hipoteca aumentó un 40% hasta el año 2005 (ABS, 2007; Berry, 2010; RBA, 2005). Debido a que tantos hogares australianos tenían viviendas en propiedad, el efecto riqueza les permitió seguir incrementando su endeudamiento porque los bancos aceptaban como colateral dichas viviendas de precios crecientes (Berry, 2010; Murphy, 2011).

Los precios de las viviendas australianas se aceleraron rápidamente desde el año 2000 a 2004. A partir de entonces, y siendo consciente de los riesgos de dicho fenómeno, la Reserva Federal de Australia elevó los tipos de interés y consecuentemente los precios ralentizaron su crecimiento. Entre el año 2000 y 2006 la tasa media anual de los precios reales de las viviendas fue del 7,1% (Murphy, 2011; Stapledon, 2009).

Este boom, que también afectó a los precios de la bolsa –especialmente entre 2002 y 2009 (Hill, 2009; Pomfret, 2009)– llegó a su fin con el estallido de la crisis internacional de 2008, que provocó un cierre en los canales de financiación y una caída en los precios inmobiliarios, en el índice bursátil y en la actividad económica en general. No obstante, en febrero de 2009 el gobierno australiano introdujo un plan masivo de estímulo fiscal que atenuó el impacto económico, siendo uno de sus elementos primordiales la inversión en el mercado inmobiliario (Mitchell, 2013; Murphy, 2011). Esto, junto con otros factores como una regulación bancaria más prudente, una notable depreciación de la moneda que estimuló las exportaciones, y la potencia de China –su socio comercial más importante–, permitió que la crisis afectara menos a Australia que a otros países (Hill, 2009; Pomfret, 2009; Xiang *et al.*, 2015) y que, debido también a prácticas institucionales previamente existentes, se crearan las condiciones potenciales para una nueva burbuja inmobiliaria (Murphy, 2011).

### 35.2 *Análisis econométrico*

La serie de saldo público en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $s_t$ ) ha sido construida a partir de los datos de saldo público en valores absolutos y de PIB en términos corrientes que ofrece la oficina de estadísticas de Australia (Australian Bureau of Statistics), mientras que la serie de deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) ha sido obtenida de la base de datos del Banco de Pagos Internacionales. El periodo de análisis comienza el primer trimestre para el que hay datos, 1992, y finaliza el último trimestre de 2008, cuando la crisis económica internacional hace efecto en Australia y cuando el saldo público revierte su signo.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es estacionaria mientras que  $d_t$  tiene una raíz unitaria. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la primera diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \phi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1 y 7 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 79. Prueba de Cointegración de Johansen 1992q1-2008q4 Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1; 7 a 7**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	30,74083	20,26184	0,0013
Como mucho 1	5,327717	9,164546	0,2494
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	25,41312	15,89210	0,0012
Como mucho 1	5,327717	9,164546	0,2494

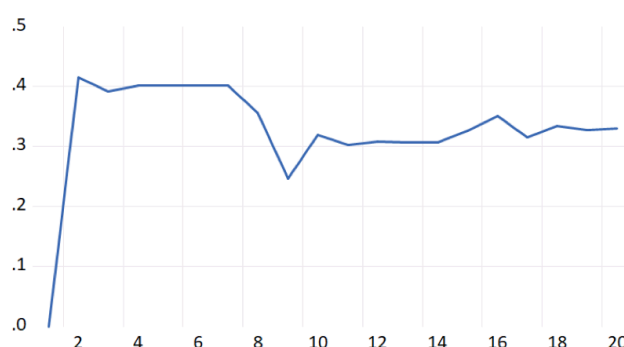
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 80. Estimación del VECM 1992q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-2,622405 [-6,80081]	3,614845
$\alpha$	-0,183433 [-2,21522]	0,334377 [4,40322]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de las dos variables, por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero también al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 106. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $D(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 31,48% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas australianas durante el periodo 1992q1-2008q4, aunque el saldo público también afecte a la deuda privada durante dichos años.



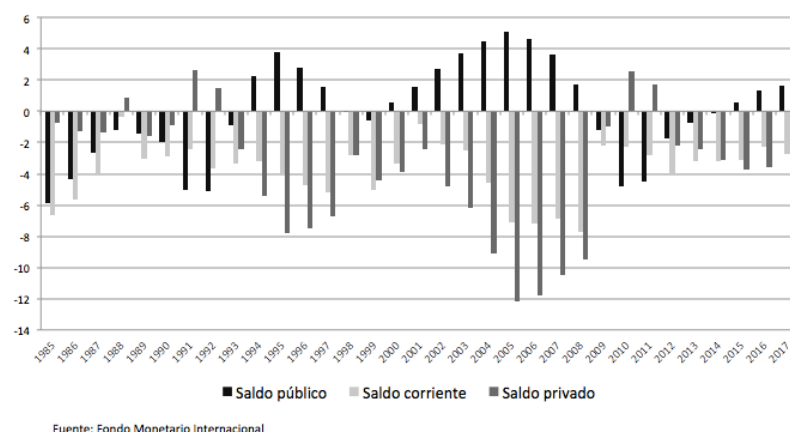
En definitiva, Australia sólo ha registrado superávit fiscal cuando se han dado las condiciones de un boom crediticio e inmobiliario<sup>90</sup>. Esto queda explicado por el elevado déficit por cuenta corriente, siempre superior al 2% del PIB, que caracteriza a esta economía.

## 36. NUEVA ZELANDA

### 36.1 *Análisis descriptivo*

En el Gráfico 107 vemos que Nueva Zelanda registra muchos años en el cuadrante IVd, agrupados en tres periodos distintos: 1994-1997; 2000-2008; y 2015-2017. En los tres se aprecia una mejora de las cuentas públicas paralela a un deterioro del saldo privado y del saldo corriente, especialmente en el segundo. En los últimos años de los periodos (exceptuando el tercero, para el cual todavía no hay datos) estos desequilibrios se corrigen ligeramente, aunque en el segundo desaparecen bruscamente por completo.

**Gráfico 107. Saldos sectoriales de Nueva Zelanda. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1985-2017**



En la literatura académica existente se señala que los tres periodos coinciden con importantes expansiones crediticias acompañadas de burbujas en los precios de los inmuebles, algo que fue posible por la liberalización financiera que llevó a cabo en los años 80.

Previamente a esa fecha, el sistema financiero neozelandés estaba fuertemente regulado. Entre otras restricciones, las entidades financieras tenían que mantener en sus balances un nivel determinado de bonos públicos, tenían límites inferiores y superiores en los tipos de interés y tenían que respetar un coeficiente legal de caja (Carew, 1987; Chiang y Prescott, 2010; Deane *et al.*, 1983). No obstante, todo ello cambió a final de los años 70 y principios de los 80: en 1976 los controles en los tipos de interés fueron retirados permitiendo así a los bancos competir por depósitos ofreciendo rentabilidades más atractivas, en 1984 se suprimió el coeficiente legal de caja –Nueva Zelanda fue el primer país del mundo en hacerlo en el periodo de posguerra (Carew, 1987; Chiang y Prescott, 2010; Deane *et al.*, 1983)–, otros controles de divisas fueron retirados, en 1986 se permitió a bancos extranjeros que participaran del sistema financiero y bancario

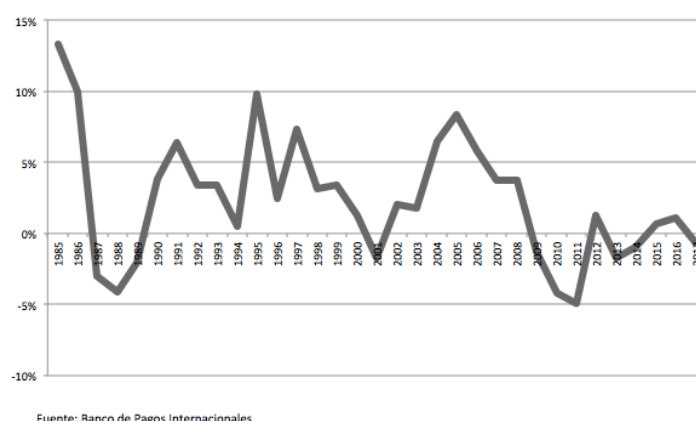
<sup>90</sup> Brenton y Pierre (2017) hacen hincapié también en la obsesión que tenían los gobernantes por alcanzar el superávit fiscal, lo que los llevó a aplicar políticas de consolidación fiscal agresivas.

neozelandés, y en 1987 la mayoría de restricciones al acceso a la financiación externa fueron suprimidas y se estableció un tipo de cambio flexible (Carew, 1987; Chiang y Prescott, 2010; Deane *et al.*, 1983; Yi, 2012).

Este nuevo marco regulatorio conllevó la entrada de nuevos actores y una mayor diversificación de los bancos en líneas de negocio que antes tenían restringidas, así como la privatización de bancos estatales (Chiang y Prescott, 2010; Tripe, 2009). Se configuró un sector financiero protagonizado por la banca –que conformaba el 80% en activos–, altamente concentrado –cuatro bancos representaban el 90% del sector–, y con un elevado protagonismo del capital bancario extranjero –sólo 10 de los 20 bancos eran de capital neozelandés y de los 5 bancos más grandes 4 eran australianos y otro británico (Bollard *et al.*, 2011; Hull, 2005; Murphy, 2011). Todo ello facilitó el acceso a financiación externa en buenas condiciones<sup>91</sup>, especialmente a través de préstamos desde los bancos matrices, y también mediante los canales internacionales en un muy favorable contexto financiero mundial, sentando así las bases para un crecimiento importante del crédito (Bedford, 2008; Craigie y Munro, 2010; Hunt, 2009).

Dicho crecimiento del crédito no se hizo esperar, aunque en octubre de 1987 se vio interrumpido por un crack bursátil que afectó a la actividad económica y más aún al crédito (Chiang y Prescott, 2010). Tras unos años de recuperación, y tal y como se puede ver en el Gráfico 108, el crédito volvió a crecer notablemente por encima del PIB y lo hizo hasta 1999 (exceptuando 1994), y también entre 2002 y 2008. La interrupción entre 2000 y 2001 se produjo por el cierre de la financiación externa debido a la crisis asiática y rusa de 1997 y 1998, respectivamente (Bordo *et al.*, 2011; Craigie y Munro, 2010; Ellis y Lewis, 2001; Wade y Veneroso, 1998), y que sería lo que explicaría la existencia de dos periodos de cuadrante IVd distintos entre 1994 y 2008.

**Gráfico 108. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Nueva Zelanda. Datos en porcentaje. 1985-2017**



Durante este boom de crédito –dividido en dos fases– la tasa interanual promedio fue superior al 8%, con picos del 15% en 1996 y del 14% en 2006 (Bedford, 2008; Craigie y Munro, 2010; Hunt, 2009). Esto en parte se debió a los bajos tipos de interés que imperaron, al menos, hasta 2004. Este crecimiento del crédito fue superior en el caso de los hogares que en las empresas, especialmente antes de 2005. La deuda de las familias pasó de suponer el 102% PIB en 2000 al 158% en 2008 (Bedford, 2008; IMF, 2009f).

<sup>91</sup> La financiación externa llegó a suponer el 40% de toda la financiación recibida (Murphy, 2011; RBA, 2005).

El boom de crédito vino de la mano de un notable crecimiento económico, que comenzó en 1993 y que cogió fuerza a partir de 2003 (Craigie y Munro, 2010; Hull, 2005), lo que se debió en buena medida a la escalada de precios de las materias primas de exportación y a la potente demanda del mercado chino (OECD, 2009; Yi, 2012).

Pero el motor más importante del crecimiento fue la burbuja inmobiliaria que experimentó el país, especialmente desde el año 2002 (Bollard *et al.*, 2011; The House Prices Unit, 2011). La mayor parte del crédito fue obtenido para dedicarlo a la compra de una vivienda; en 2008 ese porcentaje fue del 56,5% (Chiang y Prescott, 2010; IMF, 2009f). Esta demanda hunde sus raíces en el crecimiento de la población, en las facilidades de crédito existentes, en cuestiones idiosincráticas y en la pretensión de incrementar la riqueza personal e incluso de especular en un contexto de aumento progresivo de los precios. Ya incluso desde el siglo XIX el gobierno otorgaba importantes ayudas públicas a la construcción y compra de vivienda (Murphy y Cloher, 1995). En consecuencia, el ratio de propiedad inmobiliaria ha sido siempre muy elevado, siendo del 67% en 2006, conformando la vivienda en propiedad el 70% del patrimonio neto de los hogares neozelandeses (Murphy, 2011; The House Prices Unit, 2011; Yi, 2012), lo cual reforzaba el efecto riqueza producido al calor del aumento de los precios (Craigie y Munro, 2010).

El índice de precios de vivienda aumentó desde 1994 hasta 1997, se mantuvo hasta 2000 y entonces volvió a crecer, esta vez con más fuerza. La tasa de crecimiento medio de los precios reales de las viviendas fue del 7,1% entre 2000 y 2006, quedando el nivel de precios en 2007 un 80% por encima de 2002 (OECD, 2009; The House Prices Unit, 2011; Yi, 2012). En un intento por atenuar la burbuja de precios en los activos inmobiliarios, las autoridades monetarias comenzaron a elevar el tipo de interés en 2003, aunque no lograron alterar mucho la escalada (Murphy, 2011). El índice de precios bursátil también creció intensamente desde 1991 hasta 2008, aunque desde 1994 hasta 2003 se mantuvo prácticamente en la misma cota y, en cualquier caso, no llegó a superar los niveles de la burbuja bursátil que estalló en 1987 (Hunt, 2009).

La crisis internacional de 2008 afectó a Nueva Zelanda a través de varias vías, entra las cuales destacó el cierre de financiación externa y el hundimiento de la demanda mundial, provocando así la caída de la actividad económica y la finalización del boom de crédito e inmobiliario (Bedford, 2008; Bollard *et al.*, 2011; Craigie y Munro, 2010; Hunt, 2009). En el primer trimestre de 2008 se produjo un punto de inflexión en la escalada de precios de las viviendas y estos cayeron un 10% sólo en un año (IMF, 2009f; Yi, 2012).

No obstante, el impacto económico fue mucho menor que en otros países y, aunque los bancos tuvieron importantes problemas, no se produjo una crisis bancaria (Craigie y Munro, 2010; Hunt, 2009; IMF, 2009f). De hecho, en muy pocos años la burbuja inmobiliaria se volvió a reactivar, lo que algunos autores explican por una combinación de factores relacionados con prácticas institucionales preexistentes, con la intervención directa y potente del sector público y con determinadas condiciones de mercado, que no hicieron sino reforzar el papel de la propiedad de la vivienda y crear las bases para una nueva expansión del crédito dirigido al sector inmobiliario y en consecuencia a una nueva escalada de precios (Murphy, 2011).

En efecto, desde el año 2011 Nueva Zelanda disfrutó de una nueva y sólida expansión económica en la que fue protagonista el sector de la construcción (IMF, 2017). El crédito pasó de crecer anualmente al 1% en 2012 a hacerlo al 9% en 2017, y en su mayoría se destinó a compra de vivienda. La deuda de los hogares creció desde 135% del PIB en 2012 a 160% en 2017 y el precio de las viviendas pasó de crecer al 5% al año en 2013 al 15% en 2017 –en Auckland en 2016 llegó a rozar el 25% (IMF, 2019a). De nuevo, un boom de crédito e inmobiliario coincidente con años enmarcados en el cuadrante IVd.

### 36.2 *Análisis econométrico*

Los datos de deuda privada en porcentaje del PIB y en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) se han obtenido del Banco Internacional de Pagos, mientras que los datos de saldo público en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $s_t$ ) han sido facilitados en formato Excel directamente por el Tesoro de Nueva Zelanda. Puesto que el país ha experimentado varias expansiones crediticias desde 1985 hasta el último año disponible escogemos el intervalo temporal que va desde el primer trimestre de 1985 al último de 2017.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que tanto  $s_t$  como  $d_t$  son integradas de orden 1. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM).

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 2 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 81. Prueba de Cointegración de Johansen 1985q1-2017q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 5 a 5**

Test de la Trazo			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	29,54837	15,49471	0,0002
Como mucho 1	1,942229	3,841466	0,1634
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	27,60614	14,2640	0,0002
Como mucho 1	1,942229	3,841465	0,1634

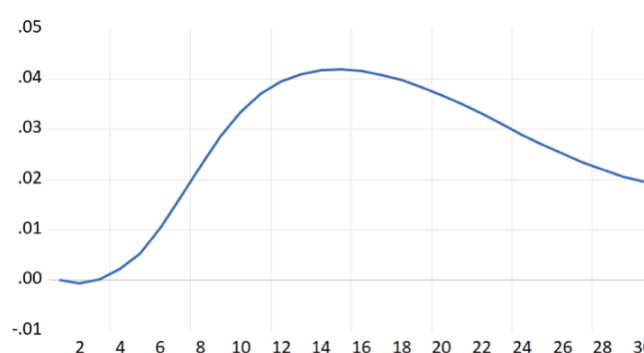
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 82. Estimación del VECM. 1985q1-2017q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,009912 [-3,25858]	1,399294
$\alpha$	-0,011211 [-2,75696]	1,587863 [4,36179]	

El coeficiente de la variable  $s_t$  tiene el signo negativo y es significativo, aunque relativamente reducido, y también es significativo el de la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero también ésta sobre la variable deuda. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto, reducido, se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 109. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $d_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 95,80% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirmarían que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas neozelandesas durante el periodo 1985q1-2017q4, aunquela evolución del saldo público también afectaría al volumen de deuda durante este periodo.

Pero a lo largo de ese periodo podemos delimitar dos importantes y diferentes expansiones crediticias, la que comprende el periodo 1990q1 a 1997q4 y 2000q1 a 2008q4. Procedemos a realizar el análisis econométrico para dichos intervalos temporales.

Las variables  $s_t$  y  $d_t$  siguen siendo integradas de orden 1 para este periodo, y el modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) sería idéntico al anterior pero esta vez la sugerencia de retardos del test de Wald para la exclusión de retardos es de 1, comprobando gracias a la prueba de cointegración de Johansen que de esta forma dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 83. Prueba de Cointegración de Johansen 1990q1-1997q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	31,82398	15,49471	0,0001
Como mucho 1	0,157391	3,841466	0,6916
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	31,66659	14,2640	0,0000
Como mucho 1	0,157391	3,841465	0,6916

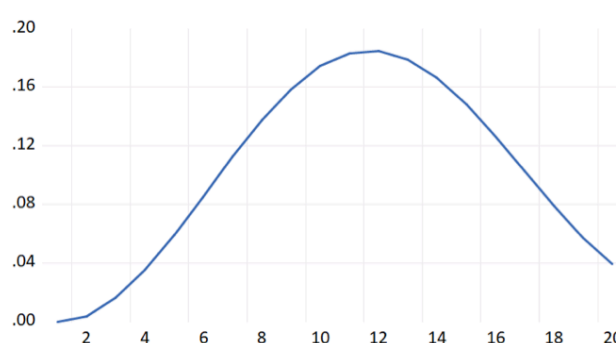
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 84. Estimación del VECM. 1990q1-1997q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,062063 [-6,48342]	6,986347
$\alpha$	-0,071877 [-6,74607]	0,541332 [0,72764]	

El coeficiente de la variable  $s_t$  tiene el signo negativo y es significativo, y es más elevado que en el caso anterior, siendo no significativo el de la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto, reducido, se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 110. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $d_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 95,1% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo), por lo que podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirmarían que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas neozelandesas durante el periodo 1990q1-1997q4.

Analizamos ahora el periodo 2000q1-2008q4. Las variables siguen teniendo una raíz unitaria, pero en este caso estimamos un modelo de corrección de errores de vectores

cointegrados (VECM) sin constante ni en el espacio de cointegración ni fuera de él y escogemos los retardos en diferencias 1, 4 y 5 tal y como sugiere el test de Wald para la exclusión de retardos. es de 1, comprobando gracias a la prueba de cointegración de Johansen que de esta forma dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 85. Prueba de Cointegración de Johansen 2000q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	30,80913	12,32090	0,0000
Como mucho 1	0,270793	4,129906	0,6631
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	30,53834	11,22480	0,0000
Como mucho 1	0,270793	4,129906	0,6631

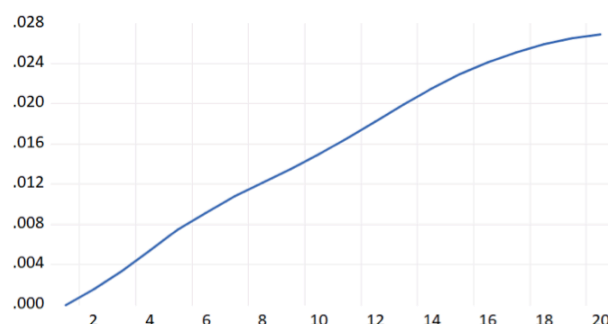
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 86. Estimación del VECM 2000q1 2008q4**

	s	d
$\beta$	1,0000	-0,000978 [-1,57219]
$\alpha$	-0,014636 [-4,14298]	2,987645 [3,18077]

El coeficiente de la variable  $s_t$  tiene el signo negativo y es significativo, aunque es relativamente reducido, mientras que también es significativo el de la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero también en sentido contrario. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo afecta la deuda al saldo a lo largo del tiempo:

**Gráfico 111. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $d_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 98,87% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo), por lo que podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirmarían que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas neozelandesas durante el periodo

2000q1-2008q4 aunque el efecto es reducido y durante el mismo periodo el saldo afecta también a la deuda.

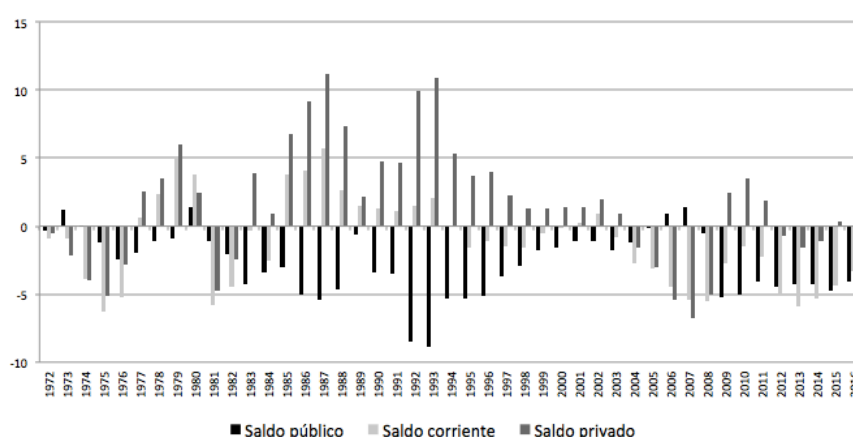
En conclusión, Nueva Zelanda ha registrado superávit público únicamente cuando se han dado las condiciones de un boom de crédito e inmobiliario, siendo entre 1990 y 1998 cuando más ha contribuido el endeudamiento privado a explicar la mejora de las cuentas públicas. Esto es así por el déficit por cuenta corriente crónico que registra la economía, que raramente ha sido inferior al 2% del PIB durante el periodo de análisis.

## 37. SUDÁFRICA

### 37.1 *Análisis descriptivo*

Durante el periodo que comprende desde 1972 hasta 2016 Sudáfrica presenta cuatro años en el cuadrante IVd divididos en dos periodos: 1973-1974, y 2006-2007. Para el primer periodo no tenemos suficiente panorámica para apreciar alguna evolución determinada de los saldos. En cambio, para el segundo sí: desde el año 1993 ya se aprecia una mejora progresiva del saldo público que se revierte bruscamente en 2008, prácticamente lo contrario que le ocurre al saldo privado mientras que el saldo por cuenta corriente oscila fuertemente durante la mayor parte de los años, mostrando una tendencia apreciable y decreciente entre el año 2002 y 2008.

**Gráfico 112. Saldos sectoriales de Sudáfrica. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1972-2016**



Fuente: Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial para años anteriores a 2000

Tras la finalización del régimen del Apartheid en 1992 Sudáfrica se encontró con un panorama político, social y económico muy delicado. De hecho, el PIB real había caído anualmente un 0,5%, un 1% y un 2% entre 1989 y 1992 (Rustomjee, 2006). A pesar de estas dificultades el nuevo gobierno no quiso aceptar la ayuda del Fondo Monetario Internacional ni del Banco Mundial para no establecer lazos de dependencia (Ashman *et al.*, 2011; Rustomjee, 2006). El nuevo gobierno acometió profundos cambios estructurales por su cuenta, entre los cuales destacó la liberalización del sistema financiero y bancario. Entre 1995 y 1996 se relajaron los controles de capital y de divisas y se permitió a los conglomerados operar a través de centros financieros internacionales, mejorando así las capacidades de financiación, y se aprobó la independencia del banco central (Akinboade y Makina, 2010; Ashman *et al.*, 2011; IMF, 2009j). Pero muy pronto la economía sudafricana sufrió el impacto de la crisis

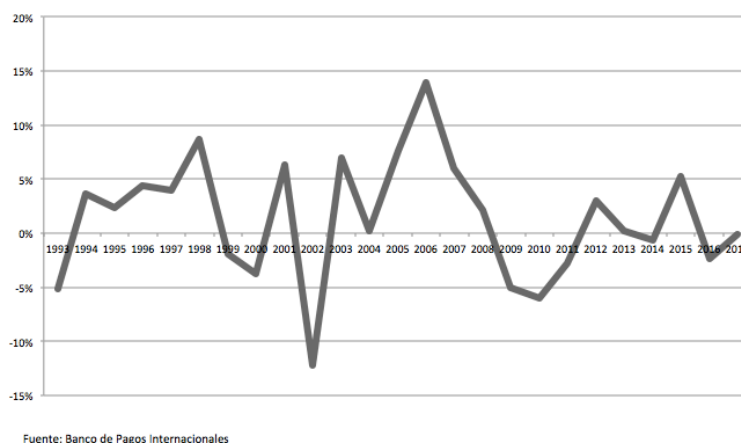


asiática de 1997 y la rusa de 1998, así como, algo más tarde, en 2001, la brasileña y la argentina, lo que desembocó en una pequeña crisis bancaria en 2002 (Ellyne y Jourdan, 2015; Rustomjee, 2006).

La reconfiguración del sector bancario tras dicha crisis lo convirtió en uno de los más desarrollados y sofisticados de todos los países africanos (Akinboade y Makina, 2010). De hecho, la población que tenía acceso a los servicios bancarios aumentó desde el 25% en 1994 al 63% en poco más de una década, y el total de activos bancarios pasó de conformar el 102% del PIB en 2001 al 139% en 2008 (Ashman *et al.*, 2011; IMF, 2008e). La banca copaba la mayoría del sistema financiero, pero este también se caracterizaba por albergar instituciones no bancarias. En cualquier caso, el nivel de concentración era muy alto: sólo cuatro bancos de dimensión internacional conformaban casi el 85% del total de activos en el sector (IMF, 2008e; Rustomjee, 2006).

La liberalización del sistema financiero así como la importancia a nivel internacional de la banca sudafricana explica que la economía recibiera tantos flujos de financiación. Esta mayor captación de financiación fue la base para que aumentara intensamente el crédito a familias y empresas (Ashman *et al.*, 2011). Tal y como se puede ver en el Gráfico 113, el crédito ya había estado creciendo notablemente por encima del PIB desde las primeras medidas liberalizadoras en 1994, pero fue tras los años de crisis, en el año 2005, cuando creció todavía con mucha más fuerza.

**Gráfico 113. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Sudáfrica. Datos en porcentaje. 1993-2017**



El crecimiento anual promedio fue del 24% entre 2005 y 2007, lo que contrasta con la tasa del 13% registrada en los diez años anteriores (1994-2004). Los préstamos aumentaron un 80% entre 2005 y 2007 (Ashman *et al.*, 2011; Ellyne y Jourdan, 2015; IMF, 2008e). Hay un amplio consenso en considerar que se produjo un boom de crédito (Arena *et al.*, 2015; Ellyne y Jourdan, 2015; Mendoza y Terrones, 2012; Meng y Gonzalez, 2017).

En esta destacada expansión crediticia también jugaron un papel importante los créditos al consumo no cubiertos (por ningún tipo de colateral) y, de forma menos destacada, los microcréditos (pensados para que la financiación llegase también a colectivos vulnerables y tradicionalmente excluidos). Las instituciones de microcréditos fueron legalizadas en 1992, y para el año 2000 ya había 1.300

instituciones y su crédito otorgado representaba el 2% del total (Daniels, 2004; Ellyne y Jourdan, 2015). Por su parte, el marco legal para el mercado del crédito fue introducido en 2005, convirtiendo a Sudáfrica en el primer país africano en hacerlo (Ellyne y Jourdan, 2015; Kelly-Louw, 2007; Schraten, 2014). Aproximadamente el 75% del crédito al consumo se dirigió a la compra de productos utilizados mayoritariamente por las capas más acaudaladas, que conformaban el 15% de la población. El restante 25% fue utilizado por el restante 85% de la población, la de ingresos medios y bajos. Además, el primer grupo pudo acceder a una mayor diversidad de productos financieros y en mejores condiciones (Ellyne y Jourdan, 2015; South African Department of Trade and Industry, 2005).

El crédito al consumo supuso en torno al 90% de todo el crédito concedido, siendo los préstamos hipotecarios la variedad con mayor peso dentro del mismo: el 50% entre 2005 y 2007, de forma que a final de 2007 el peso de las hipotecas sobre el total de la deuda alcanzaba el 64% (Ashman *et al.*, 2011; Ellyne y Jourdan, 2015). En parte debido a ello, el crecimiento del crédito fue más destacado en el caso de los hogares que en el de las empresas; entre 2005 y 2007 los primeros abarcaron el 55% de los préstamos; su deuda llegó a aumentar a tasas anuales superiores al 25% y en 2007 la misma se situaba casi en el 80% sobre el ingreso disponible (Ellyne y Jourdan, 2015; IMF, 2008e, 2009j).

Las buenas condiciones de financiación (los tipos de interés disminuyeron en 650 puntos básicos entre junio de 2003 y abril de 2005) y la enorme disponibilidad de fondos contribuyen a explicar este fenómeno, pero también lo hacen otros factores específicos del país: la creciente clase media de raza negra interesada en viviendas de mejor calidad, un incremento de la demanda de propiedad local por parte de ciudadanos residentes en otros países, el interés de inversores en propiedades costeras y la reducción de impuestos a la propiedad aplicada en 2004 (ABSA, 2005; Funke *et al.*, 2006).

Esta intensa demanda, junto con la escasez de tierra adecuada con servicios adecuados (ABSA, 2005; Funke *et al.*, 2006) terminó provocando una escalada de precios de la propiedad: un 389% entre 1997 y 2008, especialmente desde 2003 (Ashman *et al.*, 2011; Bond, 2009; IMF, 2009j), lo que ha llevado a algunos a considerar que desde dicho año se podía hablar de burbuja inmobiliaria (Funke *et al.*, 2006). Los precios de la bolsa también aumentaron mucho desde el año 2004 (Akinboade y Makina, 2010; IMF, 2008e). El boom crediticio vino de la mano de una importante expansión del PIB, que llegó a registrar de media una tasa anual del 5% entre 2004 y 2007 (Ashman *et al.*, 2011; IMF, 2008e, 2009j).

La crisis financiera internacional de 2008 interrumpió este ciclo: los precios de las materias primas se hundieron, el grifo de la financiación se cerró, los tipos de interés aumentaron, la demanda internacional se debilitó, la actividad económica se vio afectada, el crecimiento crediticio se ralentizó notablemente (especialmente en el caso de las empresas) y la burbuja de precios estalló (Ashman *et al.*, 2011; IMF, 2009j; Rustonjee, 2006). No obstante, la economía sudafricana capeó bastante bien el temporal, especialmente en términos relativos (IMF, 2008e).

La serie de deuda pública sobre el PIB en frecuencia trimestral  $s_t$  ha sido construida a partir de los datos de saldo público en valores absolutos facilitados vía correo electrónico por el banco central de Sudáfrica (South African Reserve Bank) y de los datos de PIB en términos corrientes disponibles en el organismo oficial de estadísticas de Sudáfrica. La serie de deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral  $d_t$  ha sido obtenida de la base de datos del Banco de Pagos Internacionales. El período de análisis comienza el primer trimestre para el que hay datos disponibles (primer trimestre de 2001) y finaliza el último trimestre de 2008 por ser el momento en el que la crisis afecta al país y en el que el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es integrada de orden 1 mientras que  $d_t$  es de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM).

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 2, 3 y 4 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 87. Prueba de Cointegración de Johansen 2001q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	28,21264	20,26184	0,0032
Como mucho 1	7,166905	9,164546	0,1179
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	21,04573	15,89210	0,0070
Como mucho 1	7,166905	9,164546	0,1179

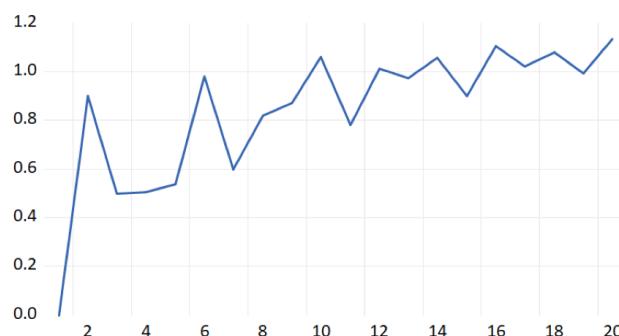
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 88. Estimación del VECM 2001q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-2,600374 [-7,51403]	2,615416
$\alpha$	-0,618731 [-2,50539]	0,135329 [0,82077]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 114. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 90,10% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas sudafricanas durante el periodo 2001q1-2008q4.

En definitiva, Sudáfrica logró registrar superávit público en 2006 y 2007 al calor de un boom de crédito y una formidable escalada de precios de la propiedad. Esto se explica en buena medida por el habitual déficit por cuenta corriente de la economía, que sólo desapareció en 2001 y 2002, durante una notable crisis económica que probablemente hundiría las importaciones.

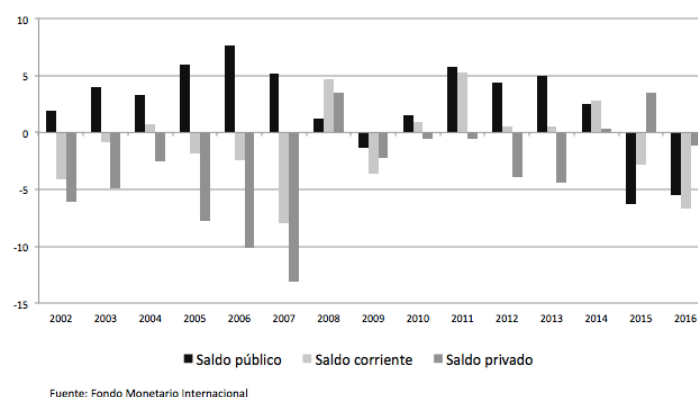
### 38. KAZAJISTÁN

Con datos disponibles sólo desde 2002, se puede apreciar en el Gráfico 115 que la combinación sectorial de Kazajistán se ha situado en el cuadrante IVd entre los años 2002 y 2007 (exceptuando el año 2004 cuando el saldo por cuenta corriente fue positivo). Durante estos años el saldo público mejora de forma continuada, mientras que los otros dos saldos también lo hacen hasta 2004 para pasar a deteriorarse profundamente hasta el año 2007.

Sin duda el caso de Kazajistán es especial y distinto al que se ajusta a nuestra hipótesis porque presenta de forma habitual superávit público y también superávit por cuenta corriente. Esto se debe a su destacado papel como exportador de recursos de gas y petróleo: se encuentra entre los 10 primeros países productores de petróleo del mundo (Kaiser y Pulsipher, 2007) y de minerales –es el mayor productor de uranio (Safirova,

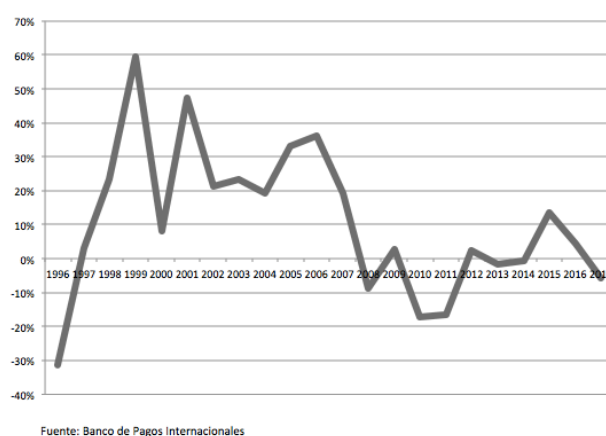
2012). Aunque no tenemos datos anteriores para tener una panorámica completa<sup>92</sup>, todo parece apuntar a que la existencia de años con esta combinación sectorial se debe precisamente a la excepcional reversión del superávit por cuenta corriente a déficit, no el paso de déficit público a superávit privado.

**Gráfico 115. Saldos sectoriales de Kazajistán. Datos en porcentaje sobre el PIB. 2002-2016**



Aquí la pregunta clave en todo caso sería por qué Kazajistán pasa a tener déficit por cuenta corriente, no por qué pasa a registrar superávit público como en los otros casos típicos. No obstante, la causa original es –como imaginábamos por otros casos anteriores– curiosamente la misma: un boom de crédito que estimuló el consumo y las importaciones, arrojando déficit por cuenta corriente durante dicha expansión crediticia. La literatura existente atestigua la existencia de uno de los mayores booms de crédito e inmobiliario de la región entre 1999 y 2007, que se gestó gracias a la liberalización del sector financiero y también del inmobiliario, y que finalizó con una dramática crisis bancaria en el año 2008 (Barisitz y Lahnsteiner, 2010; Bissenova, 2009; Bohr, 2009; Vymyatnina y Antonova, 2014). En el Gráfico 116 se puede observar cómo desde 1998 a 2007 el crédito total aumentó mucho más rápido que el PIB, a pesar de que éste también creció con mucha fuerza (con tasa anual promedio del 10%) durante todo el periodo (Bissenova, 2009).

**Gráfico 116. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Kazajistán. Datos en porcentaje. 1996-2017**



<sup>92</sup> El Banco Mundial ofrece datos desde 1997 a 2001, pero están lejos de concordar con los del Fondo Monetario Internacional, de ahí que no se hayan agregado. Además, en la serie de saldo público del Banco Mundial hay vacíos para algunos años.

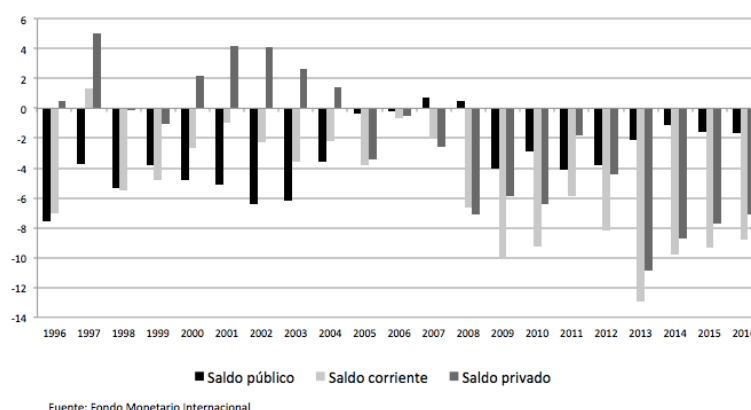
En consecuencia, a falta de disponer más datos no nos queda más remedio que suponer que Kazajistán corresponde a la misma tipología de economía que Noruega, Corea, Hong Kong, Tailandia e Irlanda: el registro habitual de superávit por cuenta corriente permite con mayor facilidad la existencia de superávit fiscal, toda vez que las expansiones crediticias no hacen sino intensificar dicho superávit al mismo tiempo que revierten el superávit del saldo corriente.

## 39. CAMBOYA

### 39.1 *Análisis descriptivo*

Camboya presenta dos años en el cuadrante IVd, 2007 y 2008, justo después de una mejora acelerada e inusual del saldo público iniciada en el año 2002 que vino acompañada de un deterioro igual de rápido del saldo privado y del saldo por cuenta corriente (exceptuando el año 2006).

**Gráfico 117. Saldos sectoriales de Camboya. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1996-2016**



Acorde a la literatura disponible dichos años coinciden con un periodo de expansión crediticia que finaliza en 2009 a consecuencia de la crisis financiera internacional de 2008. Para aproximarse al origen y desarrollo de este fenómeno hay que remontarse varios años atrás. Camboya estuvo tres décadas sufriendo una guerra civil y un aislamiento internacional que vieron su fin en octubre de 1991 gracias a la firma de un acuerdo de paz. Esta fecha marcó un punto de inflexión en el desarrollo del país que, bajo influencia extranjera, comenzó a aplicar importantes reformas institucionales, políticas y económicas con el objetivo de asemejarse a una economía de mercado (Hill y Menon, 2011; Jalilian y Reyes, 2010; Sochet, 2013).

Entre otras cosas, Camboya aprobó un sistema regulatorio para atraer inversiones extranjeras y para liberalizar el comercio lo máximo posible. De hecho, la ley de inversión aprobada en 1994 fue una de las más liberales de la región: denunciaba la nacionalización de empresas, otorgaba el mismo trato a los inversores extranjeros que a los nacionales, ofrecía un generoso paquete de incentivos fiscales al capital extranjero –así como la propiedad del 100% en la mayoría de sectores económicos– y permitía la repatriación del capital invertido (Guimber, 2010; Jalilian y Reyes, 2010). En el territorio camboyano se establecieron 9 zonas especiales económicas para el capital extranjero –y se programaron otras 12 más– (Sochet, 2013). No obstante, no fue hasta 1998, tras la Crisis Asiática de 1997 y el cese definitivo de las hostilidades con unas

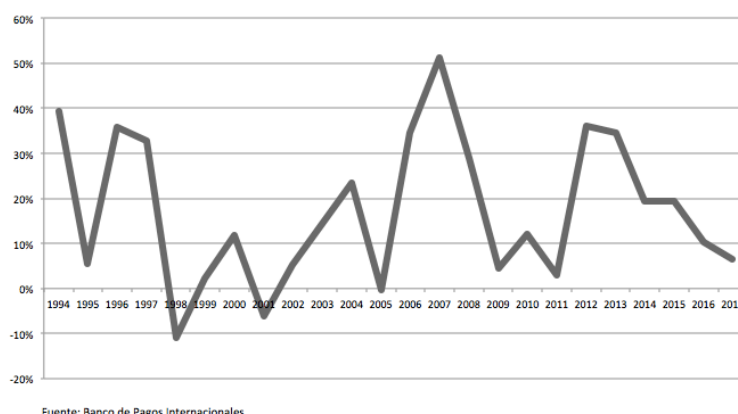
nuevas elecciones nacionales, cuando el proceso liberalizador tomó verdaderamente impulso. A los tratados bilaterales de libre comercio e inversiones que firmó Camboya hasta dicho año hay que sumarle su integración en la Asociación de Naciones del Sudeste Asiático en 1999 y su incorporación definitiva a la Organización Mundial del Comercio en 2004 (Hill y Menon, 2011; Jalilian y Reyes, 2010; Menon y Melendez, 2011).

La entrada de capitales no se hizo esperar: en 1998 la recepción de inversión extranjera directa llegó a suponer el 8% del PIB, llegando al 10% en el año 2007 y sin caer por debajo del 2% en ninguno de los años del periodo 1998-2009 (Guimber, 2010; Hill y Menon, 2011; Socheth, 2013). De hecho, el Banco de Desarrollo Asiático ha identificado a Camboya como uno de los 12 países asiáticos en desarrollo más integrado en los flujos de capital, concentrando dicho grupo el 95% de todas las entradas de inversión extranjera directa de las dos últimas décadas (ADB, 2009). Los destinos prioritarios de estas inversiones fueron el turismo y la industria textil, llegando a estar esta última en propiedad extranjera casi al 100% (Hill y Menon, 2011; Jalilian y Reyes, 2010).

Sin embargo, la fuente principal de financiación externa no fue la inversión extranjera directa sino la ayuda oficial al desarrollo, que se mantuvo entre el 7% y el 16% del PIB entre 1995 y 2009 (Hill y Menon, 2011). Esta financiación, que estaba fuera del presupuesto, se destinaba aproximadamente al 70% de las inversiones de capital (Jalilian y Reyes, 2010) y provenía fundamentalmente del Banco de Desarrollo Asiático, que entre 1992 y 2008 aprobó numerosas ayudas en forma de créditos con tipos de interés bajos y donaciones para financiar 39 proyectos y 9 programas de reformas estructurales (IMF, 2009a). Otra fuente de financiación externa destacable, aunque de menor importancia, fueron las remesas. A partir del año 2000 las remesas entrantes fueron superiores a las salidas (ampliándose notablemente la brecha a partir de 2006) debido a que muchos ciudadanos camboyanos se fueron a Tailandia y a Malasia a trabajar (Jalilian y Reyes, 2010).

La fuerte llegada de financiación ayudó a la recuperación de un sistema bancario que había comenzado a ver la luz a principios de los años 90 después de muchos años de práctica desaparición (Hill y Menon, 2011; Sothan, 2014). Su tamaño creció rápidamente hasta alcanzar en 2009 27 bancos comerciales –uno estatal–, 8 de los cuales eran extranjeros, así como 32 instituciones de microcréditos (Jalilian y Reyes, 2010; Socheth, 2013). La concentración en el sector era elevada: sólo 9 bancos controlaban cerca del 90% de los depósitos (IMF, 2009a). Con tanta financiación externa y, también gracias a una elevada demanda, el crédito al sector privado comenzó a crecer con fuerza en 2001, desde el reducido nivel del 6% sobre el PIB hasta llegar a superar el 25% en el año 2009, todo ello acorde a los datos del Banco de Pagos Internacionales. El mayor crecimiento del crédito se produjo entre 2005 y 2008, cuando su nivel en porcentaje del PIB creció 11 puntos porcentuales; y es que la tasa de crecimiento anual superaba el 40% –e incluso llegó a superar el 100% a mitad del año 2008 (ADB, 2009; Hughes, 2009; IMF, 2009a). Los microcréditos también jugaron su papel en esta expansión crediticia, aunque fuese limitado (Jalilian y Reyes, 2010). En el Gráfico 118 se puede apreciar que dicho crecimiento fue el más destacado de toda la serie histórica.

**Gráfico 118. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Camboya. Datos en porcentaje. 1994-2017**



El paréntesis del año 2005 se debió a la crisis alimentaria que provocó la subida generalizada de los precios en muchos productos de primera necesidad (ADB, 2009; Chandararot *et al.*, 2009), y que también se dejó notar en los saldos sectoriales de dicho año.

Este boom crediticio no pasó desapercibido, y las autoridades monetarias reaccionaron estableciendo en junio de 2008 un límite del 15% al crédito bancario dirigido al sector inmobiliario y doblando el número de reservas necesarias (ADB, 2009; Chandararot *et al.*, 2009). No obstante, las pocas herramientas monetarias al alcance de las autoridades (en buena medida porque la economía se había dolarizado aún más, desde un 55% en 1998 a un 81% en 2007) impidieron que la burbuja crediticia pudiese controlarse (Hill y Menon, 2011).

El intento de limitar el crédito al sector inmobiliario estaba motivado porque éste había sido uno de los destinos preferidos del boom crediticio, lo que a su vez había contribuido a inflar una burbuja de precios caracterizada por una dinámica especulativa, particularmente en el área metropolitana de la capital —en la que se construían numerosos rascacielos (ADB, 2009; Chandararot *et al.*, 2009; Hughes, 2009). El sector de la construcción había llegado a alcanzar tasas de crecimiento superiores al 20% en 2006 y entre 1998 y 2007 creció un 14,7%, mientras que el inmobiliario había alcanzado una tasa del 6,7% en el año 2008, aumentando su peso en el PIB desde el 4,1% del PIB en 1998 hasta el 6,1% en 2008 (Guimber, 2010; Jalilian y Reyes, 2010; Socheth, 2013). Aproximadamente el 75% de la inversión extranjera directa financió la construcción de edificios de negocios, apartamentos, hoteles y centros turísticos (Chandararot *et al.*, 2009).

Esta expansión se debió al buen comportamiento de la economía pero también a un optimismo exacerbado sobre el futuro, así como por el efecto riqueza, puesto que el aumento de los precios de los activos concedía a sus propietarios más facilidades para acceder a nueva financiación —aunque este efecto no fue muy importante ya que en Camboya buena parte de las transacciones se hacían con pago al contado (Jalilian y Reyes, 2010). Los precios inmobiliarios crecieron entre el 50% y 80% en el año 2007 y entre el 50% y el 100% a mitad de 2008 en comparación con el año anterior (Hill y Menon, 2011; Huot, 2012; IMF, 2009a).



Camboya fue la sexta economía del mundo que más creció entre 1998 y 2009 al registrar una tasa media anual del 9,5% —aunque desde un nivel muy bajo (ADB, 2009; Hughes, 2009; Sothan, 2014). También es una de las únicas 46 economías que han logrado registrar una tasa media anual del 7% durante catorce años consecutivos de una muestra de 194 países con datos entre 1960 y 2009 (Guimber, 2010).

El consumo ha sido uno de los principales motores del crecimiento, al contribuir al crecimiento en 5,7 puntos porcentuales cada año (Guimber, 2010). Los sectores que lideraron este crecimiento fueron el textil, el turismo, la construcción y la agricultura —éste último el único no dependiente de capitales extranjeros (Chandararot *et al.*, 2009; IMF, 2009a; Socheth, 2013). De hecho, en 2008 el 40% del PIB no agrícola fue generado por los sectores citados (Hill y Menon, 2011).

El crecimiento económico impulsó los ingresos públicos, que crecieron desde el 12% en 2003 hasta el 16% en 2009, pero también lo hicieron la mejora de la administración impositiva y la reducción de algunas exenciones impositivas a la importación (ADB, 2009; IMF, 2009a; Socheth, 2013). Debido a ello el saldo público fue superavitario en 2007 y 2008 con cotas de 0,7% y 0,5% del PIB, respectivamente —aunque hay que tener en cuenta que sin los subsidios internacionales, superiores al 2% del PIB, el superávit no hubiese sido posible (IMF, 2009a).

La crisis financiera internacional de 2008 puso fin a este extraordinario crecimiento, pero no de forma inmediata ya que el sector financiero camboyano no estaba muy integrado en los canales internacionales —que fueron los primeros en sufrir el impacto—, sino un año más tarde como consecuencia de la caída del comercio y de la entrada de inversión y de remesas, aunque la crisis alimentaria de 2006 y la inestabilidad política con su vecina Tailandia —y el cierre de los aeropuertos de Bangkok— también contribuyeron a poner el punto y final a este proceso (ADB, 2009; Guimber, 2010; Socheth, 2013). La inversión extranjera directa se desplomó un 36% en 2009, la entrada de remesas cayó un 8% en 2008, la inversión en la construcción cayó un 12,5% los primeros 11 meses de 2008 y los precios de inmuebles y de tierra se desplomaron un 40% en agosto de 2009 (ADB, 2009; Chandararot *et al.*, 2009; Jalilian y Reyes, 2010).

Camboya pasó de ser una de las economías que más crecían del mundo a experimentar entre 2007 y 2009 una de las caídas de crecimiento más intensas del sudeste asiático (Hill y Menon, 2011; Jalilian y Reyes, 2010). En 2009 la tasa de crecimiento fue sólo del 0,1%, el nivel más bajo desde 1993 (Socheth, 2013; Sothan, 2014).

### 39.2 *Análisis econométrico*

No ha sido posible contactar con ningún organismo estatal de Camboya y no se han encontrado datos en frecuencia trimestral para ninguna de las series. En consecuencia, se han trimestralizado las series anuales de saldo público sobre el PIB ( $s_t$ ) y deuda privada sobre el PIB ( $d_t$ ) que ofrecen, respectivamente, la base de datos Perspectiva Económica Mundial del Fondo Monetario Internacional y el Banco de Pagos Internacionales. El periodo de análisis comienza el primer trimestre de 1993 por ser el primer año para el que hay datos disponibles y termina el último de 2008 por coincidir con la crisis internacional y con la reversión del superávit público.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es integrada de orden 1 mientras que  $d_t$  es de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM), utilizando la diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 2, 3, 4 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 89. Prueba de Cointegración de Johansen 1993q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 2 a 2, 3 a 3, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	35,18604	15,49471	0,0000
Como mucho 1	3,778091	3,841465	0,0519
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	31,40794	14,2640	0,0000
Como mucho 1	3,778091	3,841465	0,0519

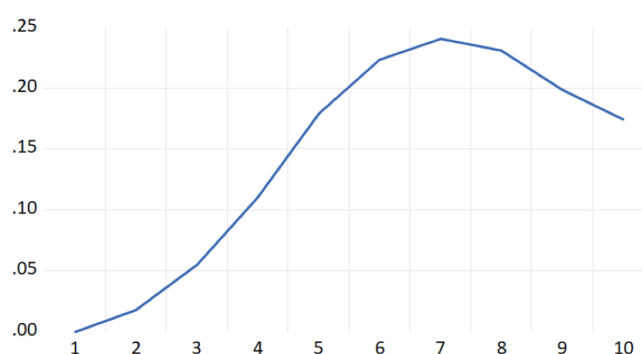
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 90. Estimación del VECM 1993q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,494269 [-2,29211]	1,136290
$\alpha$	-0,073697 [-5,17392]	0,125028 [1,88894]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 119. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 91,97% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas camboyanas durante el periodo 1993q1-2008q4.

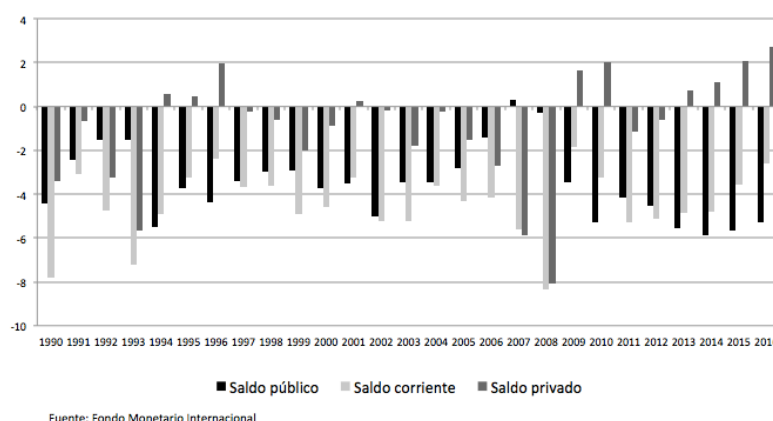
En definitiva, Camboya logró superávit fiscal gracias a que experimentó un boom de crédito e inmobiliario, aunque ello tampoco habría sido posible sin las donaciones internacionales. En cualquier caso ello se explica por el déficit por cuenta corriente estructural de la economía.

## 40. COSTA RICA

### 40.1 *Análisis descriptivo*

Costa Rica presenta un único año en cuadrante IVd (2007) tras experimentar una mejora progresiva del saldo público desde 2002 y un deterioro del saldo privado y del corriente desde el año 2001, aunque en el último caso con más oscilación. En 2008 el saldo público vuelve a ser ligeramente deficitario aunque los otros dos saldos agravan su posición, y ya en 2009 hay un súbito cambio en los tres saldos: el déficit público se dispara, el déficit por cuenta corriente se contrae fuertemente y el saldo privado se vuelve superavitario.

**Gráfico 120. Saldos sectoriales de Costa Rica. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1990-2016**



Explorando la literatura disponible sobre Costa Rica comprobamos que esta economía experimentó un notable proceso de expansión crediticia durante los años anteriores a la crisis internacional de 2008. Esto sólo fue posible gracias a las medidas liberalizadoras y de desregulación del sistema financiero y bancario que se fueron aplicando como requisito para recibir la ayuda del Fondo Monetario Internacional tras la crisis de deuda que sufrió entre 1980 y 1982 (Marois, 2005; Vargas, 2011). En cualquier caso, estas reformas se fueron materializando de forma muy paulatina y, además, no de forma completa, lo que se explica por la fuerte tradición de intervención pública en la economía que caracteriza a Costa Rica en comparación con otros países vecinos (Lecuona y Momayezi, 2001).

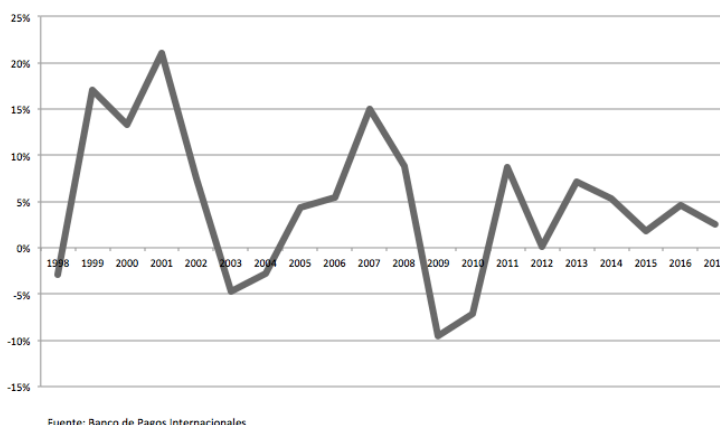
En 1982 se introdujo una reforma financiera que otorgó a los bancos privados las mismas ventajas que habían tenido los bancos públicos en determinados ámbitos, lo que actuó como pistoletazo de salida a la creación de entidades bancarias de naturaleza privada, llegando a ser más de 20 en pocos años (una cantidad importante en un país de menos de 3 millones de personas por entonces). Entre 1986 y 1990 se vendieron importantes empresas públicas a capital extranjero, se desreguló notablemente el sistema bancario y se aprobaron multitud de garantías para la inversión extranjera directa (Marois, 2005; Valverde, 1993; Vargas, 2011).

En 1995 nuevas reformas en el sector permitieron que la competencia entre bancos privados y públicos fuese completa y también sentaron las bases para que en 1997 se privatizaran los bancos estatales, aunque las protestas sociales y sindicales lo dificultaron. Las privatizaciones de los bancos públicos sólo pudieron acometerse de forma parcial, de forma que en el año 2012 todavía quedaban unos pocos bancos estatales muy grandes, operando en un entorno con alta concentración y poder monopólico (Barquero y Vásquez, 2012; Lecuona y Momayezi, 2001). También se facilitó y amplió la movilidad de capital y se otorgaron beneficios a los capitales domésticos que buscaban financiación en el exterior (Marois, 2005). En 2005 se aplicó una nueva vuelta de tuerca en las reformas liberalizadoras, lo que expuso por completo al país a la movilidad de flujos de capital, disparando aún más la entrada de flujos de capitales –particularmente los de corto plazo (Mayorga y Torres, 2004; Vargas, 2011).

Este marco regulatorio en el sistema financiero permitió que Costa Rica atrajese financiación externa en niveles sobresalientes, especialmente durante el primer decenio del siglo XXI y fundamentalmente inversión extranjera directa (IMF, 2006b; Vargas, 2011). De hecho, este tipo de inversión llegó a suponer el 6,5% del PIB en el año 2006 (IMF, 2008a).

Debido a ello los bancos vieron mejorar sus condiciones para cubrir la elevada demanda de crédito, aunque estas condiciones iniciales eran ya muy buenas gracias a los elevados niveles de depósitos domésticos, lo que dio paso a una expansión del crédito muy acelerada (Aisen y Franken, 2010; Hansen y Sulla, 2013; IMF, 2006b; Matos, 2017). Tal y como se puede ver en el Gráfico 121, el crédito al sector privado creció muy por encima del PIB a partir de 1999 y, exceptuando una pausa entre 2003 y 2004, siguió haciéndolo hasta el año 2008.

**Gráfico 121. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Costa Rica. Datos en porcentaje. 1998-2017**



La tasa de crecimiento anual del crédito llegó a niveles tan elevados como el 40% en julio de 2008 (IMF, 2009c), experimentando entre 2002 y 2008 la expansión crediticia más intensa de la región centroamericana (Guo y Stepanyan, 2011). Acorde a los datos del Banco de Pagos Internacionales, el volumen total de crédito pasó desde el 22% del PIB en el año 1996 al 60% en 2008. Este aumento del crédito se explica no sólo por la entrada de fondos extranjeros sino también por la fuerte reducción en los tipos de interés y por las buenas expectativas económicas (IMF, 2006b, 2008a). La buena confianza en el sector bancario y en la moneda también ayudaron: el porcentaje de crédito en moneda local sobre el total aumentó desde el 59% en 2003 al 72% en 2008 (Barquero y Vásquez, 2012; Hansen y Sulla, 2013).

Algunos autores como Barquero y Vásquez (2012) y Hansen y Sulla (2013) señalan que dicha expansión crediticia tuvo naturaleza especulativa –y por ello mismo insostenible– a partir del año 2006, en parte porque los flujos totales de capitales excedían ampliamente las entradas de inversión extranjera directa. Otros autores como Durán y Tenorio (2008) consideran que la dinámica especulativa habría comenzado ya en el año 2003, poniendo el foco en las inversiones de cartera, que habían llegado a representar casi un tercio del total de entradas de fondos. Otros autores como Meng y Gonzalez (2017) y Bedoya Ospina (2017) califican esta expansión como boom crediticio con su pico en el año 2008.

El crédito se dirigió sobre todo a la construcción y a otros servicios industriales. La tasa de crecimiento anual dirigido hacia la construcción y vivienda llegó a superar el 40% en septiembre de 2007 (IMF, 2008a). Por su parte, la inversión extranjera directa se concentró en el sector inmobiliario y en el sector turístico. La economía costarricense creció a tasas muy elevadas, especialmente entre 2005 y 2008, fundamentalmente gracias al tirón del consumo y de la inversión, todo ello gracias al boom en la construcción, a los bajos tipos de interés, a las buenas expectativas económicas y a la expansión mundial (IMF, 2006b; Mora Jiménez y Morales Ramos, 2010). La tasa de crecimiento real alcanzó el 8,7% en el año 2006, la más alta de la década (IMF, 2008a). El sector de la construcción mostró un acelerado ritmo de crecimiento entre 2006 y 2007, alcanzando tasas interanuales del 27,3% (Mora Jiménez y Morales Ramos, 2010). Los precios de las acciones también se dispararon entre 2007 y 2008 (Hansen y Sulla, 2013).

En correspondencia a esta expansión económica, los ingresos públicos crecieron a tasas del 24% cada año entre 2005 y 2007, y pasaron de suponer el 13,6% del PIB en 2004 al 15,4% en 2007 (IMF, 2008a).

La crisis internacional puso fin a este ciclo expansivo. En el ámbito internacional los tipos de interés se incrementaron, la disponibilidad de crédito mundial se redujo y por lo tanto también la de carácter nacional, así como la entrada de inversión extranjera directa (BCCR, 2008; Mora Jiménez y Morales Ramos, 2010). Ya en 2008 la desaceleración fue muy evidente y pronunciada, dando paso en 2009 a una notable contracción económica que afectó especialmente al sector de la construcción (IMF, 2009c; Mora Jiménez y Morales Ramos, 2010; Vargas, 2011).

#### 40.2 *Análisis econométrico*

Ningún organismo oficial tiene datos de saldo público en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral disponibles antes de 2005, por lo que se ha procedido a construir la variable  $s_t$  trimestralizando la serie en frecuencia anual que ofrece la base de datos de Perspectiva de la economía mundial del Fondo Monetario Internacional. Por su parte, se ha construido la variable de deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral  $d_t$  a partir de los datos de deuda privada en valores absolutos ofrecidos por el Banco Central de Costa Rica y los datos de PIB de la base de datos Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. El período de análisis comienza en el último trimestre de 1991 (primer trimestre para el que hay datos disponibles) y finaliza el último de 2008, cuando la crisis internacional afecta al país y cuando se revierte el superávit público.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que tanto  $s_t$  como  $d_t$  no son estacionarias sino que son integradas de orden 1. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM).

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + q + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $q$  es la constante fuera de él y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos los retardos 1, 4 y 5 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 91. Prueba de Cointegración de Johansen 1991q4-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1, 4 a 4, 5 a 5**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	26,43906	15,49471	0,0008
Como mucho 1	2,241881	3,841465	0,1343
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	24,19718	14,2640	0,0010
Como mucho 1	2,241881	3,841465	0,1343

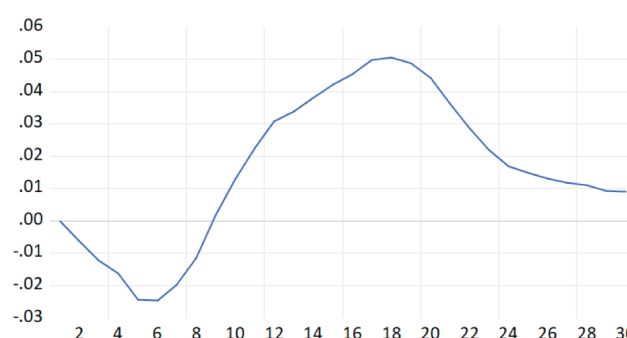
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 92. Estimación del VECM 1991q4-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,026850 [-2,60567]	1,294517
$\alpha$	-0,093187 [-4,74815]	0,412501 [1,38462]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 122. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $d_t$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 91,37% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo), aunque no todos ellos. En consecuencia, aún con cierta cautela podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas costarricenses durante el periodo 1991q4-2008q4.

En definitiva, Costa Rica alcanzó superávit fiscal en 2007 gracias a la expansión crediticia que experimentó durante los años anteriores y que finalizó en 2008 debido a

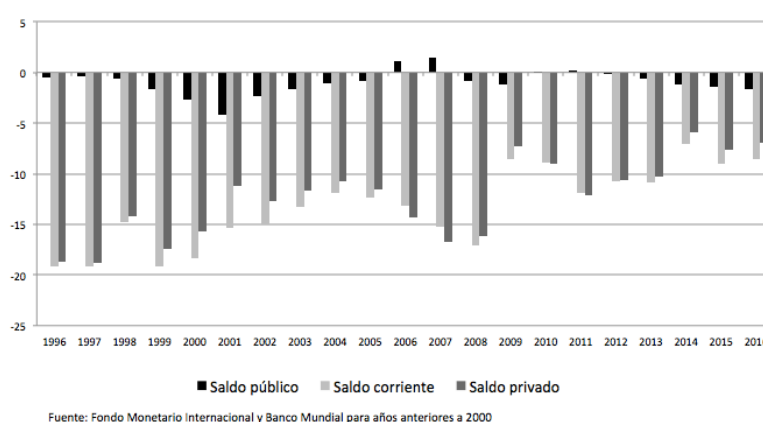
la crisis internacional. Esto se explica por el recurrente y muy elevado déficit por cuenta corriente de su economía.

## 41. NICARAGUA

### 41.1 *Análisis descriptivo*

Nicaragua presenta cuatro años en cuadrante IVd: 2006, 2007, 2010 y 2011, aunque en los dos últimos casos por muy poco margen. Desde el año 2001 se aprecia una mejora progresiva del saldo público que se revierte en 2008, lo contrario de lo que parece ocurrir con el saldo privado en términos generales así como de lo que ocurre con el saldo por cuenta corriente aunque en este caso sólo a partir de 2004.

**Gráfico 123. Saldos sectoriales de Nicaragua. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1996-2016**



La economía nicaragüense estuvo semiplanificada por las autoridades públicas durante el periodo de 1979 y 1990. Las empresas más importantes, incluyendo a las del sector bancario, eran estatales, lo que dejaba al sector privado en una posición minoritaria y con poco margen de maniobra. Tras el desarrollo de una guerra civil que asoló la economía y que terminó con un cambio radical de gobierno, las autoridades públicas comenzaron a acometer importantes reformas económicas auspiciadas por el Banco Mundial, el Fondo Monetario Internacional y el Banco Interamericano de Desarrollo, todo ello con el propósito de transitar hacia una economía de mercado. Entre todos esos cambios destacó la liberalización del sistema bancario y financiero: se crearon condiciones para la privatización de la banca estatal, se aprobaron medidas para desarrollar y fortalecer el sector financiero privado, se reformó el banco central para dotarlo de mayor independencia política, se modificó el marco de regulación y supervisión de la banca y se liberalizaron los tipos de interés (Ansorena, 2007; Boucher *et al.*, 2005; Hernández y Mercado, 2013; Urbina, 2015).

En 1991 reapareció con fuerza la banca privada y en 1994 ya contaba con nueve instituciones que operaban conjuntamente con sólo tres bancos estatales, de los que nada más quedó uno en 1999. El relevo se produjo muy rápidamente: mientras que en 1992 la banca pública proporcionaba a la economía el 83% de todo el crédito, en 1997 este porcentaje ya había caído al 14% (Ansorena, 2007; Hernández y Mercado, 2013). La estrategia de estos bancos privados fue muy distinta a la de los bancos públicos: por un lado captaron mucha financiación del exterior (entre la que hay que incluir ayudas públicas extranjeras y remesas de trabajadores emigrados), y por otro lado llevaron a

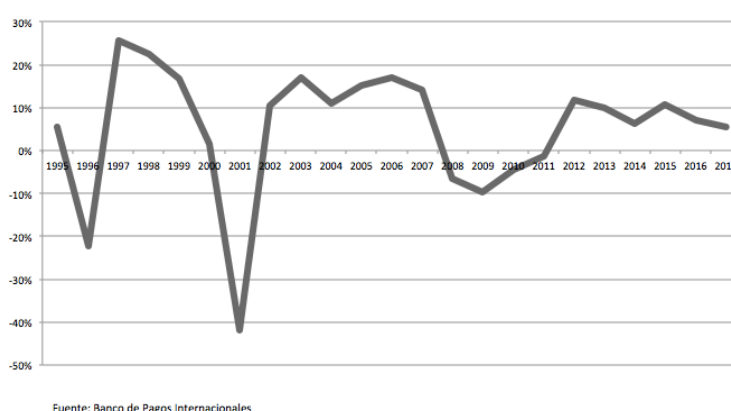


cabo agresivas campañas publicitarias para captar ahorros y conceder créditos en las actividades de mayor rentabilidad, como por ejemplo la especulación en el mercado de valores (Hernández y Mercado, 2013; IMF, 2006e).

La adopción de mayores riesgos así como la fuerte caída del precio internacional del café (un producto crucial en las exportaciones nicaragüenses) conllevó finalmente la quiebra de siete bancos privados entre 1998 y 2001, provocando así una importante crisis bancaria que acabó con el rescate público de cuatro bancos, los cuales concentraban el 40% de los activos del sistema (IMF, 2006e; Peña, 2013; Urbina, 2015, 2016). Esta recapitalización bancaria derivada de la crisis –que incluyó la liquidación del único banco público que quedaba– desembocó en una mayor concentración del sector. Las nuevas ayudas que activó el Fondo Monetario Internacional vinieron condicionadas a la aprobación de nuevas reformas en el sistema financiero (Ansorena, 2007; Hernández y Mercado, 2013).

Esta crisis bancaria sólo supuso una interrupción temporal en el vertiginoso incremento del crédito al sector privado que se había iniciado en los años 90 y que perduraría hasta la crisis de 2008. El crédito al sector privado pasó de suponer el 7% del PIB en 1991 al 28,1% en 2008 según los datos del Banco Internacional de Pagos. En el Gráfico 124 se puede observar cómo el crédito creció mucho más que el PIB entre 1997 y 1999 y 2002 y 2007.

**Gráfico 124. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Nicaragua. Datos en porcentaje. 1995-2017**



Uno de los destinos más importante de este crédito fue el sector agropecuario, cuyos productos aportaban en 2006 el 20% del PIB nacional, el 40% del empleo total del país y el 50% de las exportaciones totales (Ansorena, 2007), aunque también destacó el crédito al consumo (en forma de tarjetas de crédito y personales) y del sector comercial (Miranda, 2011). Por otro lado, los microcréditos también contribuyeron a este fenómeno: crecieron un 33% entre 2004 y 2008 (Chen *et al.*, 2010; Wagner, 2012).

Ahora bien, aunque en la literatura se atestigua esta importante expansión crediticia<sup>93</sup>, no se considera un boom sino el resultado lógico del importante periodo de expansión económica que experimentó la economía nicaragüense durante estos años (López-Mejía, 2012; Urbina, 2016). Y es que la economía creció a una tasa promedio cercana

<sup>93</sup> Ver Murphy (2011), Aisen y Franken (2010), Hansen y Sulla (2013), Ansorena (2007), Miranda (2011) y Peña (2013).

al 4% desde 1996 hasta 2008, llegando a registrar una del 5,5% en 1996, la mayor tasa en los 17 años previos (BCN, 1996; Urbina, 2016). Este crecimiento económico ayuda a explicar la notable mejora de los ingresos impositivos, especialmente los derivados de la renta y las importaciones (IMF, 2006e).

La crisis financiera internacional interrumpió esta expansión económica y, sobre todo, puso fin al crecimiento del crédito, que se desplomó durante cinco trimestres consecutivos en un 4,7% (BCN, 2011; IMF, 2012; Miranda, 2011; Peña, 2013). Los créditos que se deterioraron con mayor rapidez fueron el ganadero, los personales, el de tarjeta de crédito y los hipotecarios (Peña, 2013). Esto provocó que el superávit fiscal se extinguiese dando paso a un déficit del 0,8% del PIB en 2008 y del 1,2% en 2009, pero los ajustes fiscales acometidos por el gobierno a instancias del Fondo Monetario Internacional (que incluían un duro recorte del gasto público y una potente reforma impositiva realizada en 2009) así como unos ingresos de las empresas públicas muy superiores a los proyectados (derivados de la recuperación económica) conllevaron que en 2010 y 2011 se alcanzara un ligero superávit fiscal del 0,1% en ambos años (IMF, 2012).

#### 41.2 *Análisis econométrico*

Todos los organismos oficiales de Nicaragua contactados dicen no disponer de datos trimestrales para las variables de saldo público y deuda privada (salvo para años recientes que no nos interesan), por lo que las series se han tenido que construir a partir de los datos anuales ofrecidos por la base de datos de Perspectiva económica mundial del Fondo Monetario Internacional y del Banco de Pagos Internacionales, respectivamente. El período de análisis comienza en el primer trimestre de 1991 por ser el primero para el que hay datos además de coincidente con las primeras medidas de liberalización financiera adoptadas y termina en el último de 2008, cuando la crisis internacional afecta al país y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es integrada de orden 1 mientras que  $d_t$  es de orden 2. Estimamos un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) utilizando la diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha [\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos el retardo 1 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 93. Prueba de Cointegración de Johansen 1991q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	52,50736	20,26184	0,0000
Como mucho 1	8,685051	9,164546	0,0616
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	43,82231	15,89210	0,0000
Como mucho 1	8,685051	9,164546	0,0616

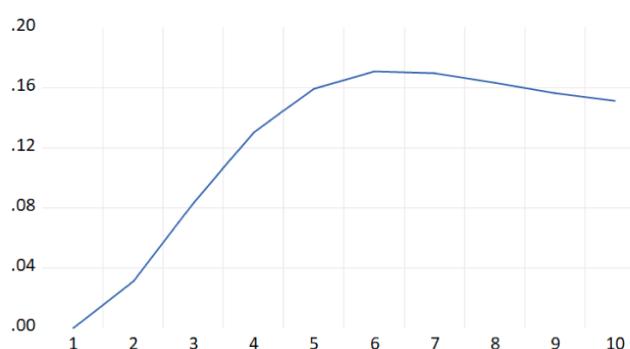
La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

**Tabla 94. Estimación del VECM 1991q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,300752 [-4,05015]	0,337397
$\alpha$	-0,260557 -[6,85229]	0,343814 [2,22557]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$  y de la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero también al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 125. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 59,16% y los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados, teniendo en cuenta que utilizan datos trimestralizados y no originales, confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas nicaragüenses durante el periodo 1980q1-1999q4, aunque el saldo público también afecta a la evolución de la deuda privada.

En definitiva, Nicaragua logró registrar superávit fiscal en 2006 y 2007 al calor de expansión crediticia que, aún siendo notable, no vino acompañada de ninguna burbuja

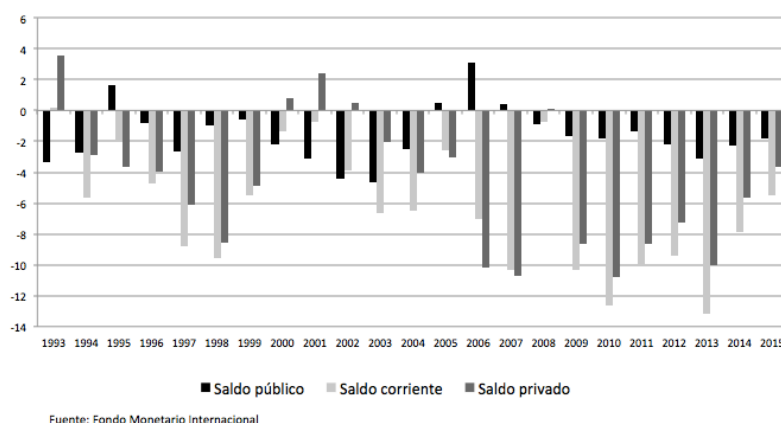
de activos ni desembocó en una profunda crisis bancaria, lo que en parte explica que en la literatura no se hable de boom de crédito. Dos años más tarde, en 2010 y 2011 Nicaragua volvió a registrar un superávit fiscal (aunque muy reducido esta vez) gracias a la recuperación económica y a unas fuertes medidas de ajusta fiscal, todo ello sin que el crédito privado se recuperase.

## 42. PANAMÁ

### 42.1 *Análisis descriptivo*

Panamá presenta tres años en cuadrante IVd: 2005, 2006 y 2007. Se aprecia una mejora progresiva del saldo público desde el año 2003 que se revierte en 2007. Por su parte, tanto el saldo privado como el corriente empeoran de forma continuada desde el año 2001 hasta 2007, exceptuando 2005.

**Gráfico 126. Saldos sectoriales de Panamá. Datos en porcentaje sobre el PIB. 1993-2015**



La posición geográfica tan particular y estratégica de Panamá –al contar desde 1914 en su territorio con la tan crucial vía interoceánica entre el mar Caribe y el océano Pacífico– ha marcado profundamente su evolución económica e institucional y ha convertido al país en un caso especial en la región. La fuerte proyección internacional que le confiere el canal de Panamá ha provocado el desarrollo de determinados sectores de alcance internacional, como el transporte marítimo y las finanzas, y el hecho de que el canal haya sido controlado por Estados Unidos hasta 1999 ha hecho que la influencia de este país haya llegado hasta su moneda (la dolarización es total desde 1904), su comercio (el peso del país norteamericano como socio comercial es el más destacado de entre todos los países vecinos) y sus finanzas (Flamini *et al.*, 2019; Swiston, 2012).

En los años 70 y 80 del pasado siglo la ley bancaria panameña ya presentaba condiciones muy favorables para el desarrollo de una atractiva plataforma para operaciones internacionales; de hecho durante este periodo cerca de 60 bancos extranjeros se instalaron en el país para realizar operaciones financieras muy lucrativas (Gandásegui, 1999). De ahí que en Panamá la liberalización financiera estuviese ya a

la orden del día años antes de que comenzara en otros países colindantes<sup>94</sup>. No obstante, tras una época de crisis en la que muchos bancos pasaron a instalarse en Miami a finales de los 80, en los años 90 este sector volvió a tener un nuevo impulso: entre 1994 y 1998, en un periodo de estancamiento económico, el sector de la banca comercial creció fuertemente con una tasa promedio anual del 5% (Gandásegui, 1999). Debido a ello, Panamá ya tenía a principios de siglo un sistema financiero muy desarrollado y extenso y una concentración bancaria reducida: contaba con 43 bancos privados con licencia local y dos bancos público, a lo que hay que sumar 30 bancos offshore (que no podían aceptar depósitos domésticos) y 15 oficinas representativas (Flamini *et al.*, 2019; IMF, 2009g; Sigler, 2014). Esta predominancia de entidades offshore, junto con la histórica existencia de leyes de estricta confidencialidad y la dolarización completa de la economía, conllevaron que Panamá se convirtiese en un centro financiero offshore o paraíso fiscal (García-Navarro, 2007; Sigler, 2014; Warf, 2002) –reconocido, entre otras instituciones, por el Parlamento Europeo (Remeur, 2018).

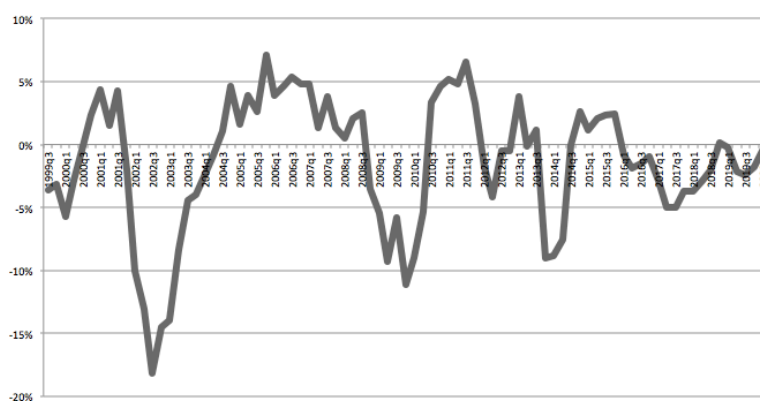
De ahí que Panamá tuviese ya por entonces unos ratios de crédito sobre PIB muy superiores a los de países con niveles de PIB per cápita similares (Hansen y Sulla, 2013; Matos, 2017). Aún así, en los años precedentes a la crisis de 2008 el sistema bancario se expandió todavía con más fuerza, en parte gracias a la enorme entrada de inversión extranjera –impulsada por leyes con potentes incentivos fiscales a las empresas foráneas– al fuerte crecimiento de depósitos y a la burbuja inmobiliaria que se gestó a partir de 1999 (IMF, 2008c, 2009g; López-Mejía, 2012).

En consonancia a dicho desarrollo, el crédito comenzó a crecer con fuerza, y lo hizo especialmente entre 1999 y 2002, periodo en el que algunos autores sitúan la existencia de un boom de crédito (IMF, 2008c, 2009g; López-Mejía, 2012). No obstante, esta trepidante evolución se interrumpió en 2002 –como consecuencia de la crisis económica de 2001– y sólo volvió a repetirse de nuevo en 2004, aún si cabe con más fuerza, hasta su fin en 2008 (Bedoya, 2017; Flamini *et al.*, 2019; Hansen y Sulla, 2013). Las tasas de crecimiento del crédito privado superaron el 13% entre 2004 y 2007 y el nivel sobre el PIB pasó desde el 139% en 2004 a 160% en 2007 (Fisher, 2015; IMF, 2008c, 2009g).

---

<sup>94</sup> Durante estos años se aplicaron otras medidas liberalizadoras como la privatización de empresas públicas o la desregulación de ciertos sectores como el eléctrico (Fisher, 2015; Gandásegui, 1999).

**Gráfico 127. Crecimiento interanual de deuda privada en porcentaje del PIB en Panamá por trimestres. Datos en porcentaje. 1999.3-2020.1**



Fuente: Banco Nacional de Panamá y Banco Mundial

El crédito dirigido a las empresas fue superior al dirigido a los hogares y cerca del 30% del mismo fue a parar al sector de la construcción (Hansen y Sulla, 2013). Esto se debe a que Panamá experimentó una formidable burbuja en la construcción y en el sector inmobiliario durante los años anteriores a la crisis de 2008, que acabó dibujando el ahora característico horizonte repleto de rascacielos de la capital panameña. Siguiendo fundamentalmente a Hansen y Sulla (2013) y a Rogers (2014) podemos señalar las causas de dicho fenómeno.

En primer lugar, la entrega del Canal a Panamá por parte de Estados Unidos en 1999 dio el pistoletazo de salida a numerosas inversiones en infraestructuras que además requerían intensa mano de obra proveniente de otras zonas del país. Tras la transferencia de propiedad y derechos, Panamá pasó a cobrar todos los aranceles y tarifas derivados del tráfico marítimo y otros ingresos derivados (Gandásegui, 1999).

En segundo lugar, la ubicación estratégica de la ciudad de Panamá como centro neurálgico de las finanzas y el comercio marítimo internacionales la equipara a ciudades como Dubai, HongKong y Singapur, que reciben cuantiosos volúmenes de flujos de capital hacia la construcción a través de inversión en la propiedad o indirectamente en base al crecimiento económico. En tercer lugar, los compradores de inmuebles tenían un importante subsidio público en los pagos de intereses y deducciones en el impuesto de la propiedad.

En cuarto lugar, la ascendente evolución demográfica (debido fundamentalmente a la inmigración interna e internacional, básicamente jubilados adinerados de Estados Unidos, Canadá y otros países europeos, pero también familias latinoamericanas de clase alta que huían de los conflictos políticos en países como Venezuela, Colombia o Bolivia (García-Navarro, 2007)) conjuntamente con la económica incrementó la demanda de viviendas en la capital.

En quinto lugar, la escasez de tierras sobre la que era posible construir –derivado de estrictas e históricas leyes urbanísticas– y por lo tanto la escasez de inmuebles –en parte por la retirada del sector público en la compra de solares para provisión de viviendas, debido a las políticas liberalizadoras de los años 90– contribuyó a incrementar los precios de los inmuebles ya construidos y los de los pocos que se construían (Morris, 2010).

En sexto lugar, la dinámica especulativa –puesto que no todo el incremento poblacional puede explicar el boom en la construcción– jugó un papel clave. De hecho, en 2014 el 27,2% de la población metropolitana residía en una vivienda construida entre el año 2000 y 2010 a pesar de que durante ese periodo la población sólo había aumentado en un 16,2%.

El número de inmuebles en construcción pasó de 978 en 1990 hasta los 13.856 en 2007 (Sigler, 2014). El sector de la construcción llegó a crecer a tasas anuales superiores al 30% y contribuyó en un punto porcentual y medio al crecimiento del PIB en 2008 (IMF, 2009g). Entre 1996 y 2001, año en el que se produjo una notable crisis, y entre 2002 y 2008 las tasas de crecimiento del conjunto de la economía fueron muy destacadas (Fisher, 2015; IMF, 2009g). De hecho, entre 2004 y 2006 la tasa media de crecimiento fue aproximadamente del 8%; en 2007 fue de un 11,2%, una de las tasas más elevadas del mundo (García-Navarro, 2007; IMF, 2008c; Rogers, 2014).

De forma paralela al crecimiento económico impulsado por el boom inmobiliario, las cuentas públicas mejoraron notablemente durante estos años, pero también lo hicieron porque el gobierno aplicó ajustes en su presupuesto de gasto (IMF, 2008c). Ahora bien, el superávit descendió bruscamente en 2007 a pesar del buen comportamiento de los ingresos porque ese año comenzó la ampliación del Canal de Panamá que supuso un incremento del gasto de varios puntos porcentuales del PIB (IMF, 2009g).

La crisis internacional de 2008 afectó al crecimiento económico panameño pero, al contrario que en otros países, no demasiado, dejando la tasa en terreno positivo, y sólo de forma muy puntual. No obstante, la sacudida en el terreno financiero provocó una interrupción del crédito, problemas importantes para determinados bancos que tuvieron que ser rescatados por el Estado, y la vuelta al déficit público (Fisher, 2015; IMF, 2009g; López-Mejía, 2012).

#### 42.2 *Análisis econométrico*

Ningún organismo oficial estatal o internacional dispone de datos de saldo público en frecuencia trimestral, por lo que se han tenido que convertir los de frecuencia anual que ofrece la base de datos de Perspectiva económica mundial del Fondo Monetario Internacional, obteniendo así la serie  $s_t$ . La serie de deuda privada en porcentaje del PIB en frecuencia trimestral ( $d_t$ ) se ha construido a partir de los datos de deuda privada disponibles en el Banco Nacional de Panamá y los de PIB obtenidos del Banco Mundial, aunque estos últimos han tenido que ser trimestralizados porque sólo estaban disponibles en frecuencia anual<sup>95</sup>. El período de análisis comienza el último trimestre de 1998, primer momento para el que hay datos disponibles, y finaliza el último de 2008, que es cuando la crisis internacional afecta al país y cuando el superávit público se revierte.

Recurriendo a su representación gráfica, correlogramas y a los resultados obtenidos de las pruebas del método Dickey-Fuller en su versión aumentada (ver anexo), constatamos que  $s_t$  es integrada de orden 1 mientras que  $d_t$  es de orden 2. Estimamos

---

<sup>95</sup> No se han podido conseguir datos de PIB de ningún organismo oficial de Panamá.

un modelo de corrección de errores de vectores cointegrados (VECM) empleando la diferencia de  $d_t$ .

$$\Delta x_t = \alpha[\beta' \quad \beta_0] \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ c \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \varphi_i \Delta x_{t-1} + \phi D_t + \varepsilon_t,$$

Donde  $x_t = [\Delta d_t \quad s_t]'$ ,  $\beta$  y  $\alpha$  son los coeficientes de las variables correspondientes,  $D_t$  es una matriz de variables determinísticas,  $c$  es la constante en el espacio de cointegración y  $\varepsilon_t$  es el vector de residuos. Elegimos el retardo 1 acorde al test de Wald para la exclusión de retardos y comprobamos gracias a la prueba de cointegración de Johansen que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 95. Prueba de Cointegración de Johansen 1998q4-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	28,11881	20,26184	0,0034
Como mucho 1	6,296920	9,164546	0,1690
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	21,82188	15,89210	0,0052
Como mucho 1	6,296920	9,164546	0,1690

La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

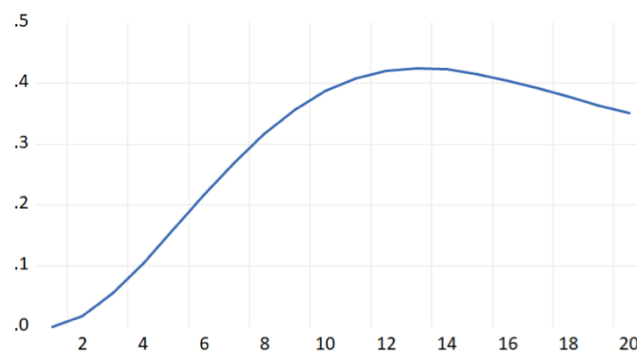
**Tabla 96. Estimación del VECM 1998q4-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,524013 [-3,44397]	0,357465
$\alpha$	-0,064020 [-5,10213]	0,271979 [0,95326]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:



**Gráfico 128. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 89,05% aunque los residuos están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, tenemos que ser muy precavidos con los resultados del modelo.

Puesto que Panamá sufre una importante crisis en el año 2001 que divide el periodo en dos, probamos ahora con el periodo temporal que va desde el primer trimestre de 2002 hasta el último de 2008.

El orden de integración de las dos variables es el mismo, así como el tipo de estimación del modelo y los retardos sugeridos el test de Wald para la exclusión de retardos. Gracias a la prueba de cointegración de Johansen comprobamos que dichas variables están cointegradas entre sí, por lo que presentan una relación de equilibrio a largo plazo.

**Tabla 97. Prueba de Cointegración de Johansen 2002q1-2008q4. Intervalos de retardos (en diferencias): 1 a 1**

Test de la Traza			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	22,30943	20,26184	0,0258
Como mucho 1	4,476067	9,164546	0,3458
Test de Máximo Valor Propio			
Niveles de cointegración	Estadístico	Valor crítico	Prob.
Ninguno	17,83336	15,89210	0,0245
Como mucho 1	4,476067	9,164546	0,3458

La estimación del modelo completo puede verse en el anexo. La estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\alpha$  del modelo se presentan a continuación.

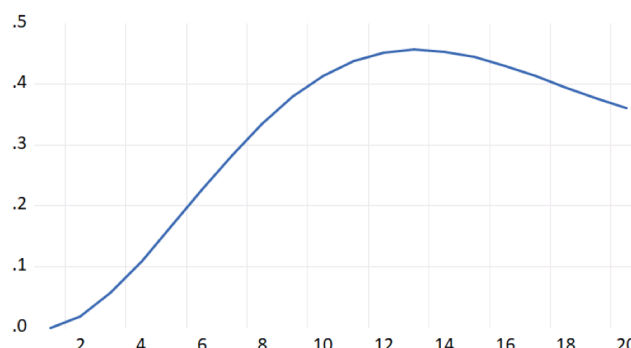
**Tabla 98. Estimación del VECM 2002q1-2008q4**

	s	d	c
$\beta$	1,0000	-0,528877 [-3,08445]	0,330205
$\alpha$	-0,065217 [-4,63505]	0,160838 [0,54517]	

El coeficiente  $\beta$  tiene el signo negativo y es significativo, así como el coeficiente  $\alpha$  en el caso de la variable  $s_t$ , mientras que no lo es en la variable  $d_t$ , por lo que el modelo

señala que la variable deuda tiene un efecto positivo sobre la variable saldo, pero no al revés. La función impulso-respuesta del método de Cholesky nos permite ver cómo este efecto se distribuye en el tiempo:

**Gráfico 129. Respuesta de la variable  $s_t$  a un impulso de  $\Delta(d_t)$  (Cholesky dof ajustado)**



Dicho modelo tiene un  $R^2$  del 89,22% y esta vez los residuos no están correlacionados acorde a la prueba LM de Breusch-Godfrey (ver anexo). En consecuencia, podemos aceptar la validez del modelo. Nuestros resultados confirman que el aumento de la deuda privada permite explicar la mejora de las cuentas públicas panameñas durante el periodo 2002q1-2008q4, y con menor solidez econométrica durante el período 1998q4-2008q4.

En definitiva, Panamá alcanzó superávit fiscal entre 2005 y 2007 mientras experimentaba una colosal burbuja de crédito estimulada por el crédito y por la entrada de capital extranjero, de forma que cuando estos factores causales desaparecieron lo hizo también el superávit público. Esto se debe en buena medida al habitual déficit por cuenta corriente de Panamá.

### 43. RECAPITULACIÓN

Exceptuando tres casos, todas las economías analizadas en el presente capítulo experimentaron un boom de crédito (o, al menos, una expansión crediticia notable) en los años anteriores a –y coincidentes con– la combinación sectorial de superávit fiscal y déficit por cuenta corriente. Las tres excepciones corresponden a Bangladés, Marruecos y Ecuador.

A pesar de la amplia heterogeneidad de casos, existe un factor que siempre se repite y es la adopción de medidas liberalizadoras en el sistema financiero y en la cuenta de capital, que es lo que en última instancia permite el aumento destacado de crédito. Además, en la mayoría de los países para los que hay bibliografía la literatura señala conjuntamente un boom crediticio con otro inmobiliario; aunque el periodo temporal varía por países, hay coincidencia en muchos de ellos ya que hay crisis internacionales que afectan a varios países al mismo tiempo (como la Gran Crisis Financiera de 2008). Por último, en casi todas estas economías dicho periodo acabó con una crisis financiera, bancaria y económica, teniendo un grado de intensidad variable dependiendo del caso. A continuación recopilamos todos estos episodios y resaltamos sus características comunes y excepcionales agrupándolos cronológica y geográficamente, tal y como queda expuesto en la tabla 99.

**Tabla 99. Economías en cuadrante IV agrupadas por el final de su episodio crediticio**

<b>Región/evento</b>	<b>Economía</b>	<b>Final</b>
Europa septentrional	Islandia	1984
	Finlandia	1991
	Suecia	1991
	Noruega	1991
	Dinamarca	1989
	Reino Unido	1991
Sudeste asiático	Corea	1997
	Hong Kong	1997
	Indonesia	1997
	Tailandia	1997
	Malasia	1997
	Filipinas	1997
Latinoamérica	México	1994
	Chile	1998
	Perú	1998
Países anglosajones	Estados Unidos	2001
	Canadá	2001
	Reino Unido	2001
Europa periférica	España	2008
	Irlanda	2008
	Islandia	2008
	Chipre	2008
Europa del Este	Estonia	2008
	Letonia	2008
	Lituania	2008
	Bulgaria	2008
	Moldavia	2008
	Eslovenia	2008
	Serbia, Montenegro y Kosovo	2008
	Bosnia y Herzegovina	2008
	Macedonia	2008

Oceanía	Australia	2008
	Nueva Zelanda	2008
África y Asia	Sudáfrica	2008
	Kazajistán	2008
	Marruecos	2008
	Camboya	2009
	Egipto	2001
Latinoamérica	Honduras	2001
	Costa Rica	2008
	Nicaragua	2008
	Panamá	2008
	Perú	2014
Excepciones	Bangladés	1994
	Marruecos	2000
	Ecuador	2004

Fuente: Elaboración propia

#### 43.1 *Europa septentrional en la década de 1980*

El episodio crediticio se inicia en todas las economías nacionales (Islandia, Finlandia, Suecia, Noruega, Dinamarca y Reino Unido) al calor de las medidas liberalizadoras y privatizadoras puestas en marcha a final de la década de los 70 y principios de los 80. El episodio más intenso y conocido es el de Finlandia, finalizado en 1991, seguido del de Suecia. Hay mucha literatura que considera que el detonante del boom fue el colapso de la Unión Soviética entre 1989 y 1991, debido al estrecho vínculo comercial y económico que mantenía con los dos países nórdicos. El caso de Noruega fue similar, pero la crisis fue menos intensa (gracias a la fortaleza de su sector petrolero) y estuvo concentrada en el sector bancario. En Dinamarca también hubo un boom de crédito importante, pero la crisis fue también menor y prácticamente de naturaleza bancaria. Esto sería así, según algunos autores, porque su gobierno comenzó la liberalización financiera en un periodo de recesión económica, impidiendo que los desequilibrios financieros se intensificaran tanto. En el caso del Reino Unido la notable expansión crediticia acabó con una crisis de pequeños bancos que se solventó con cuantiosas ayudas públicas. Por último, Islandia conforma el episodio más temprano de todos, pues se dio entre 1979 y 1984. Estuvo orientado fundamentalmente al consumo de bienes duraderos y la crisis resultante no fue intensa, pues sólo desencadenó una crisis bancaria no sistémica, relativamente pequeña y que no dejó mucha huella en la economía real. Para Islandia, Dinamarca, y Reino Unido se ha encontrado menos literatura que en los casos anteriores, lo que también revela de alguna forma el impacto más reducido de dichos episodios crediticios.

Exceptuando el caso islandés, en todos estos países también se experimentó –al calor del crecimiento del crédito– una escalada trepidante de los precios de los activos (fundamentalmente inmobiliarios), que se hundieron tras terminar el episodio. En todos los países dicho desenlace coincidió con una crisis financiera: en Finlandia y en Suecia

fue especialmente dramática mientras que en el resto de los países fue menos intensa y sobre todo de carácter bancario.

El caso noruego es absolutamente excepcional, pues ya gozaba de superávit fiscal antes de experimentar la expansión crediticia (fundamentalmente gracias a su potente sector exportador de petróleo que le otorga habitualmente superávit por cuenta corriente). El boom de crédito es lo que, a través de mayores importaciones (y unido a la caída del precio del petróleo), condujo a un déficit por cuenta corriente en un país que tradicionalmente había tenido superávit en dicho saldo. En consecuencia, Noruega no entra dentro de una de nuestras hipótesis de trabajo.

Los modelos econométricos realizados para todos los países <sup>96</sup> revelan que el crecimiento del crédito privado contribuyó a explicar la mejora de las cuentas públicas y el origen del superávit fiscal. Esta evidencia es muy sólida para los casos de Suecia, Reino Unido e Islandia (aunque para el último no hay datos en frecuencia trimestral); algo menor para el caso de Finlandia y relativamente débil para Dinamarca (el país con la expansión crediticia menos intensa), países para los que sólo hay datos trimestrales para una de las dos variables clave. Por otro lado, tanto en Reino Unido como en Dinamarca hay evidencia de que el saldo público también contribuyó a explicar el crecimiento de la deuda privada. En conclusión, teniendo en cuenta que antes de y durante aquel periodo estos países tenían déficit en su saldo por cuenta corriente, pudieron mejorar su saldo público hasta alcanzar superávit fiscal a final de los 80 y principios de los 90 gracias a que se dieron las citadas circunstancias de expansión crediticia y en el contexto de una burbuja inmobiliaria.

Ahora bien, es importante resaltar lo siguiente: la literatura señala que, tras estas crisis de principios de los 90, Finlandia, Suecia y Dinamarca acometieron importantes cambios productivos estructurales que los llevaron a disfrutar de mejores saldos por cuenta corriente, lo que también les permitió registrar superávits fiscales con mayor facilidad en los años siguientes, como así hicieron. En cambio, el Reino Unido ha mantenido hasta la fecha déficit por cuenta corriente y, en consecuencia, ha tenido más difícil alcanzar superávit fiscal; de hecho, no lo ha logrado ningún año. Algo muy similar le ocurre a Islandia, que sólo volvió a registrar superávit fiscal a principios del siglo XXI en el contexto de otra burbuja de crédito, como se puede ver en el subapartado 43.5, y todo ello a pesar de que ha registrado superávit por cuenta corriente en varios años de la muestra disponible.

Exceptuando el caso de Noruega, se podría decir que sin dichas expansiones crediticias estas economías probablemente no habrían alcanzado superávit fiscal en el periodo correspondiente.

#### 43.2 *Sudeste asiático en la década de 1990*

La crisis asiática de 1997 es muy conocida. La oleada de medidas liberalizadoras en el sistema financiero (y en otros ámbitos) originada en los años 80 en algunos países europeos llegó también a esta región. De hecho, Filipinas, Malasia y Hong Kong ya habían experimentado una crisis financiera en la década de los 80 en parte como

---

<sup>96</sup> Excepto Noruega, para el que no se ha realizado análisis econométrico por no entrar dentro del ámbito de la hipótesis de trabajo.

resultado de haber liberalizado sus sistemas financieros previamente. No obstante, el hecho de que las crisis de los 90 fueran más profundas –así como la limitada disponibilidad de datos para años anteriores– explica que nos centremos en este periodo. En esta ocasión hay un denominador común entre todas estas economías: sus bancos centrales tenían el compromiso de mantener un tipo de cambio fijo que en el mejor de los casos disfrutaba de una estrecha banda de fluctuación. Esto, sumado a la enorme dependencia que adquirieron en materia de capital extranjero, implicó que las crisis financieras adoptaran la forma de crisis monetarias o crisis cambiarias justo cuando dicho capital abandonaba las fronteras nacionales. Por eso, en estos casos el detonante de las crisis solía ser la retirada de capitales y no tanto el estallido de burbujas inmobiliarias (que, no obstante, también jugaron un papel destacado en algunos países como Malasia, Indonesia y Hong Kong).

La crisis más severa de todas fue la de Indonesia, y la menos intensa fue la de Filipinas (en parte porque unos cuantos años antes, en 1983, ya había sufrido una profunda crisis financiera), donde por otra parte la exposición de los bancos al sector inmobiliario fue mucho menor.

Al igual que ocurría con Noruega en el anterior grupo, en éste hay tres economías que ya registraban superávit fiscal antes de experimentar el boom crediticio, fundamentalmente porque disfrutaban habitualmente de superávit por cuenta corriente: Corea, Hong Kong y Tailandia. Esto quiere decir que no fue necesario que vivieran dicho episodio crediticio para lograr un saldo positivo en sus cuentas públicas y que, por lo tanto, no entran en el ámbito de una de nuestras hipótesis de trabajo. En estos casos la pregunta no es cómo alcanzaron superávit fiscal sino déficit por cuenta corriente, y la explicación es la misma: el boom crediticio espoleó las importaciones revirtiendo así el saldo externo.

En cambio, en Indonesia, Malasia y Filipinas los resultados econométricos muestran con mucha solidez que el crecimiento del crédito otorgado al sector privado contribuyó a explicar la mejora de las cuentas públicas y, por lo tanto, la aparición de superávit público; aunque en los tres países se ha tenido que recurrir a trimestralizar la serie temporal (o parte de ella) de una de las dos variables clave por falta de datos. Además, en Malasia hay evidencia de que el saldo público también contribuyó a la evolución de la deuda privada. En este país ésta fue la única vez en la que se ha logrado superávit fiscal a pesar de haber gozado durante varios años de superávit por cuenta corriente. En cambio, Indonesia y Filipinas volvieron a revertir las cuentas públicas deficitarias años más tarde gracias al registro de superávits por cuenta corriente logrados en parte gracias a una transformación de su modelo productivo y exportador.

### 43.3 *Latinoamérica en la década de 1990*

Durante estos años varios países latinoamericanos experimentaron crisis financieras importantes. Algunos de ellos como Chile o México ya las habían experimentado a principios de los 80 como resultado de haber liberalizado sus sistemas financieros previamente, en parte de la mano de organizaciones internacionales como el Fondo Monetario Internacional y el Banco Mundial. No obstante, de nuevo, no tenemos suficientes datos para analizar dichos episodios por los que nos centraremos en los de la siguiente década que, además, por regla general (exceptuando el caso chileno) fueron más profundas.

La primera crisis en manifestarse (y la más famosa) fue la de México en 1994, conocida como “crisis Tequila” o “crisis del peso mexicano”. Muchos autores consideran que el detonante de la crisis fue la intensa devaluación a la que tuvieron que sucumbir las autoridades monetarias tras una pérdida importante de capitales (cuya entrada se dio gracias a las medidas liberalizadoras). Se produjo una burbuja colosal en el precio de los activos inmobiliarios, bursátiles y bonos públicos, y los efectos económicos tras el pinchazo fueron muy graves. Por su parte, Chile y Perú experimentaron notables booms crediticios y escaladas en los precios de activos inmobiliarios a los que les puso punto y final el impacto internacional de la crisis asiática en 1997 y de la crisis rusa en 1998. No obstante, los efectos económicos del crack financiero no fueron tan intensos como en México.

En México y Perú la evidencia econométrica es bastante sólida y corrobora que el aumento del crédito privado ayudó a alcanzar superávit fiscal, aunque sólo se han podido utilizar datos trimestrales para una variable clave en el primer país y ninguna en el segundo. En Chile, en cambio, la evidencia es bastante más débil aunque apunte en la misma dirección (de nuevo, sólo se disponía de datos trimestrales originales para una variable clave). Tanto en México como en Chile se ha encontrado también un efecto significativo desde el saldo público al crédito privado.

El único superávit fiscal alcanzado por México en su historia reciente fue logrado gracias al contexto mencionado de entrada de capitales y boom crediticio que acabó en crisis financiera. Lo mismo puede decirse de Perú, aunque en este caso volvió a registrar superávit público años más tarde en el contexto de otra burbuja de crédito (que también estalló), como se puede ver en el subapartado 43.9. Por su parte, Chile también había alcanzado superávit fiscal durante el boom de crédito de los años 80 y algunos años más tarde, en 2008, 2011 y 2012, pero en esta última ocasión había logrado registrar antes superávit por cuenta corriente (en parte debido a la evolución favorable de los precios de las materias primas que exporta).

#### 43.4 Países anglosajones en la década de 1990

Tanto Estados Unidos, como Canadá y el Reino Unido experimentaron –en mayor o menor medida– la conocida como burbuja de las *punto com* a finales del siglo XX y principios del siglo XXI, que fue un periodo de expansión crediticia y escalada de precios bursátiles al calor de los nuevas aplicaciones informáticas y que, aunque tuvo su origen en Estados Unidos, afectó colateralmente a otros países. Su estallido tuvo un fortísimo impacto sobre el mercado de capitales, pero aunque también afectó a la economía, no lo hizo en grandes proporciones; fundamentalmente porque la recuperación económica no tardó en llegar, dando paso a otro periodo de crecimiento crediticio (o al mismo tras una leve interrupción) que se extendería hasta 2008. De hecho, en los casos de Estados Unidos y el Reino Unido podría decirse que la crisis *punto com* no fue más que una pausa en el boom crediticio que empezó a finales de los años 90 y que finalizó con la gran crisis financiera en el año 2008. Sin embargo, en los tres casos el superávit fiscal hizo su aparición a final de la burbuja *punto com* y (salvo en el caso canadiense) se desvaneció con ella para no volver a aparecer. Esto fue así fundamentalmente debido a las políticas expansivas (fiscales y monetarias) que comenzaron a aplicarse en dichos países tras los atentados del *World Trade Center*, las cuales dispararon el déficit público durante varios años.

Canadá presenta un caso especial porque justo después de revertir su déficit fiscal hizo lo propio con el déficit por cuenta corriente, lo que se explica por el súper ciclo ascendente en los precios del petróleo (que a su vez le permitió volver a registrar superávit fiscal entre 2004 y 2008). Además, la expansión del crédito que experimentó no fue tan intensa como en los otros países. Todo esto podría explicar que no se haya encontrado evidencia econométrica a favor de que el aumento del crédito privado contribuyese a la aparición del superávit fiscal.

En cambio, la evidencia es muy sólida en el caso de Estados Unidos y del Reino Unido (bidireccional en el segundo caso), siendo la única vez que las dos economías han logrado superávit fiscal (lo que a su vez se explica por los persistentes déficits en la cuenta corriente).

#### 43.5 *Europa periférica*

Los cuatro países aquí recogidos (España, Islandia, Irlanda y Chipre) comenzaron a partir de la mitad de los años 90 a experimentar extraordinarios booms de crédito acompañados de burbujas inmobiliarias que, tras un leve paréntesis en el año 2000, explotaron conjuntamente con la Gran Crisis Financiera del año 2008. En los cuatro casos las crisis financieras que siguieron fueron dramáticas y muy centradas en el sector bancario. Excepto Islandia, las tres tenían el euro como moneda común, cuya adopción es precisamente lo que explicó parcialmente la liberalización notable de su sistema financiero.

El caso de Irlanda es especial: sí presentó superávit fiscal durante los años anteriores al boom al mismo tiempo que registraba superávit por cuenta corriente, de ahí que no sea un país que haya necesitado una expansión crediticia para revertir el déficit público. En cambio, en los otros tres países los resultados econométricos son muy sólidos (aunque en Islandia se han tenido que trimestralizar los datos para una variable clave y en Chipre para parte de una de ellas) e indican que el aumento de la deuda privada contribuyó a generar el superávit público, un estado fiscal sólo alcanzado en esa ocasión (Islandia también lo hizo años antes pero al calor de otra expansión de crédito como se ha explicado en el subapartado 43.1), en parte debido a la persistencia de déficit en el saldo por cuenta corriente.

#### 43.6 *Europa del Este*

Al igual que en el grupo anterior, todos estos países experimentaron un boom de crédito (normalmente acompañada de una burbuja inmobiliaria) o una destacada expansión crediticia desde finales de los años 90 o principios de los 2000 hasta su estallido en el año 2008. De entre todas las crisis resultantes destacan por su gravedad las de Estonia, Letonia y Bulgaria, mientras que tuvieron menor rango las de Macedonia, Eslovenia y Moldavia (en este último caso porque había experimentado otro episodio de crisis recientemente, en 1998). Por su parte, Bosnia y Herzegovina, Serbia, Montenegro y Kosovo no llegaron a experimentar una burbuja en el precio de los activos inmobiliarios, lo que en buena medida se debe a la reconstrucción urbanística e industrial que llevaron a cabo tras los conflictos bélicos. Todos estos países tienen todos en común que su transición a la economía de mercado conllevó una fuerte liberalización del sistema financiero y del inmobiliario. El caso de Moldavia es también muy particular porque es



una economía muy pequeña que se mantiene fundamentalmente gracias a las remesas. La economía de Lituania también experimentó un importante boom crediticio (aunque de menor intensidad que sus vecinas Estonia y Letonia) pero la mejora de los ingresos públicos no llegó a revertir el déficit fiscal, de ahí que no esté en nuestra muestra de países estudiados con mayor detalle.

Estonia es la única economía de este grupo para la que hay datos trimestrales suficientes en las dos variables clave, y el modelo econométrico muestra de forma sólida que el aumento de deuda privada contribuyó a generar el superávit público (también que el saldo público afectó significativamente a la deuda privada). La evidencia econométrica también apunta en la misma dirección y de forma sólida en el caso de Letonia, Eslovenia y Bulgaria, aunque para los dos primeros países los datos de parte de una variable clave han tenido que ser trimestralizados y para el tercero ha tenido que ser con todos los datos de una variable clave (sin que esta vez el saldo público afecte significativamente a la deuda privada). Los modelos de Macedonia y Moldavia gozan de menos solidez pero también señalan que el aumento del crédito privado ayudó a revertir el déficit público (sin bidireccionalidad); en el primer caso una de las dos variables claves ha tenido que ser trimestralizada y en el segundo, las dos. En Bosnia la evidencia econométrica (utilizando una variable clave trimestralizada) es muy débil, pero vuelve a apuntar en la misma dirección. Para Serbia, Montenegro y Kosovo no se ha podido estimar ningún modelo por falta de datos.

Solamente durante los mencionados episodios crediticios han podido todas estas economías (exceptuando dos) alcanzar superávit público, lo que se explica por su habitual déficit por cuenta corriente. Las únicas excepciones las conforman Estonia, que gracias a su conversión hacia un modelo orientado por las exportaciones ha logrado revertir su déficit por cuenta corriente, y Bulgaria, que en dos ocasiones puntuales también logró cuentas públicas superavitarias, de nuevo gracias a su superávit por cuenta corriente.

#### 43.7 *Oceanía*

Australia y Nueva Zelanda también experimentaron una expansión crediticia importante entre 1995 y 2008 que terminaron con la Gran Crisis Financiera. Ambos países liberalizaron fuertemente su sistema financiero a principios de los 90. Estos episodios están menos documentados que el resto porque su desenlace no dio paso a una crisis dramática, sino que desembocó en una breve recesión. La literatura existente apunta a China –en tanto en cuanto socio comercial crucial y exitoso– como factor explicativo de que el traspás no fuera a más, así como a una regulación bancaria más apropiada que la europea y a la aplicación de fuertes impulsos fiscales para contrarrestar el impacto económico.

En los dos casos la evidencia econométrica (que parte de datos trimestrales originales en ambas variables clave) es potente y apunta a que el aumento de la deuda privada contribuyó a mejorar las cuentas públicas, aunque también existiese un impacto significativo en sentido inverso.

Las dos economías sólo han registrado superávit fiscal en su historia reciente durante los años de boom de crédito. En el caso de Nueva Zelanda esto ha vuelto a ocurrir

recientemente pero porque ha vuelto a experimentar un boom de crédito y una burbuja inmobiliaria.

#### 43.8 *África y Asia*

Excepto Egipto, cuyo boom de crédito finalizó en 2001, los del resto de economías (Sudáfrica, Kazajistán, Marruecos y Camboya) lo hicieron en 2008. La crisis más profunda y conocida, derivada de un formidable boom crediticio e inmobiliario, fue la de Sudáfrica (que además había experimentado otra crisis financiera en 1985), mientras que la menos intensa de todas fue la de Egipto, la única economía que no experimentó una burbuja inmobiliaria.

El caso de Kazajistán es especial, pues debido a su destacado papel como exportador de recursos de gas y petróleo y de minerales, ha logrado frecuentemente superávit por cuenta corriente y también superávit fiscal, de forma que no se entra dentro del ámbito de una de nuestras hipótesis de trabajo. El boom crediticio e inmobiliario explica que el impulso de las importaciones revirtiera el superávit por cuenta corriente, no el surgimiento del superávit fiscal.

Para los modelos econométricos sólo se han podido utilizar datos trimestrales originales para las dos variables en el caso de Sudáfrica, obteniendo evidencia sólida que señala que el aumento de la deuda privada ayudó a explicar el surgimiento del superávit público. Ocurre igual en el caso de Marruecos y de Camboya pero en el primer caso ha tenido que ser trimestralizada una variable clave y en el segundo caso han tenido que ser las dos. Para Egipto no se ha podido estimar ningún modelo econométrico por falta de datos.

El superávit público alcanzado al calor del boom de crédito ha sido el único de todo el periodo muestral para todas las economías, exceptuando evidentemente Kazajistán y también Marruecos, que lo había hecho años antes pero gracias a un programa masivo de privatizaciones (como se señala en el subapartado 43.10). Por otro lado, Camboya no hubiese podido registrar superávit fiscal sin las donaciones internacionales que recibió. Todo ello queda explicado por los recurrentes déficits por cuenta corriente de estos países.

#### 43.9 *Latinoamérica en el siglo XXI*

No se han hallado muchas referencias bibliográficas sobre booms crediticios en estos países (Honduras, Costa Rica, Nicaragua, Panamá y Perú) entre finales de los 90 y 2008, aunque la literatura que revisa la cantidad de booms de crédito suele incluirlos. El episodio de Honduras finalizó prematuramente en el año 2000 debido al dañado fenómeno climatológico de El Niño, lo que explica de alguna forma que no le hubiese dado tiempo a que la expansión crediticia fuese sobresaliente, a que hubiera burbuja inmobiliaria y a que la crisis fuese más grave de lo que fue. En cualquier caso, ninguna de las crisis derivadas de estos episodios fue muy intensa (en Panamá la evolución del PIB ni siquiera llegó a terreno negativo), lo que podría explicarse en parte porque respondían básicamente a un periodo de profundización financiera sin grandes desequilibrios. Ahora bien, todo eso no quita que el crédito creciese muy por encima del PIB en todas las regiones ni que hubiese una escalada desorbitada de los precios de los activos en algunos países como Panamá, Costa Rica y Honduras.

De hecho, el análisis econométrico muestra que el aumento de la deuda privada jugó un papel clave en la mejora de las cuentas públicas y en la aparición de superávit fiscal, aunque la evidencia es menos sólida en el caso de Perú y Costa Rica, los únicos países para los que se han podido utilizar datos trimestrales originales (en las dos variables en el primer caso y en una en el segundo).

Excepto en Perú, la única vez que han logrado superávit fiscal estos países ha sido durante estos episodios crediticios (aunque Nicaragua lo volvió a hacer durante otros dos años sin que le hayamos encontrado una explicación convincente), lo que se explica a su vez por los crónicos déficits por cuenta corriente. Perú logró superávit fiscal durante el boom anterior señalado en el subapartado 43.3 y también puntualmente en algún año posterior debido al superávit por cuenta corriente alcanzado al calor de la escalada de precios de materias primas originada a partir de 2005, que disparó las exportaciones peruanas de recursos minerales y petroleros.

#### *43.10 Excepciones*

De los 46 casos analizados hay tres que no alcanzan el cuadrante IVd tras un periodo de expansión crediticia: Bangladés en 1994, Marruecos en el año 2000 y Ecuador en el año 2004. Para los dos primeros hemos encontrado una explicación convincente pero para el último sólo tenemos una ligera sospecha que, por otro lado, no parece muy probable.

Bangladés registra superávit fiscal entre 1991 y 1994 acorde única y exclusivamente a la base de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional, porque según el resto de bases de datos consultadas (Banco Mundial y organismos nacionales) y las fuentes secundarias disponibles en artículos académicos, Bangladés siguió manteniendo déficit durante dichos años. Por lo tanto, todo parece indicar que se trata de un error en la base de datos utilizada. El país asiático probablemente no alcanzó superávit público y nunca habría tenido que ser incorporado a nuestro análisis al no ubicarse en el cuadrante IVd.

En cuanto a Marruecos, alcanzó inusualmente superávit fiscal entre 1996 y 1999 gracias a la conjunción de varios factores: una moderada y volátil expansión crediticia, la fuerte aplicación de medidas de consolidación fiscal y la profunda privatización de sus empresas públicas. Sin este último factor ajeno al ciclo económico, Marruecos probablemente no hubiese registrado superávit público durante dicho periodo. No obstante, todos los factores jugaron un papel relevante, pues la caída de la actividad económica en el año 2000 puso fin al superávit fiscal a pesar de que las privatizaciones continuaron.

Por último, Ecuador se ubica en el cuadrante IVd entre 2001 y 2004 sin registrar ningún tipo de expansión de crédito y en este caso no detectamos cuál podría ser la explicación. Lo único que tal vez podría tener sentido –aunque no parece probable– es que dicha combinación sectorial se deba a un periodo de fuerte ajuste fiscal e importantes privatizaciones que intensificaron el daño que la crisis bancaria había provocado en las cuentas del sector privado así como produjo una mejora en las cuentas públicas. El fin de este periodo se explicaría conjuntamente por el final de los programas de ajuste y por un incremento importante de los precios del petróleo, que mejoró notablemente el

saldo por cuenta corriente hasta hacerlo superavitario. Pero esto es sólo una sospecha y, además, poco verosímil.

---

## CAPÍTULO 6. CONCLUSIONES FINALES

---

A continuación se resumen los resultados obtenidos durante el trabajo de investigación, se sintetizan las principales aportaciones que se derivan de los mismos, y se presentan futuras líneas de investigación que podrían desarrollar y perfeccionar los temas abordados en esta Tesis.

### 1. RECAPITULACIÓN Y RESULTADOS DE LA INVESTIGACIÓN

Basándose en los principios básicos de los modelos Flujo Stock Consistentes (SFC) - propuestos por el economista Wynne Godley- y de los planteamientos de inestabilidad financiera de Hyman Minsky, algunos autores como William Mitchell, Randall Wray y Martin Watts (2015, 2019), Gennaro Zezza (2009), Steve Keen (2015) o Mario Seccareccia (2005) aseguran que aquellas economías nacionales que registran simultáneamente superávit fiscal y déficit por cuenta corriente están abocadas a sufrir un shock financiero que desemboca en crisis económica o, al menos, en un periodo de recesión de cierta intensidad. La explicación que sustenta dicha afirmación es la siguiente: por identidad contable dicha combinación sectorial implicaría una acumulación de pasivos financieros por parte del sector privado que, si se prolongase en el tiempo, terminaría haciendo insostenibles los niveles de endeudamiento y provocando un estallido financiero y económico. Sin embargo, más allá de algunos ejemplos señalados en las economías estadounidense y australiana, estos autores no ofrecen evidencia empírica que respalde dicha afirmación. De ahí que uno de los propósitos de esta Tesis sea corroborar empíricamente para el mayor número de economías nacionales y años posible si el registro simultáneo de superávit fiscal y déficit por cuenta corriente desemboca en crisis económicas.

Además, también es propósito de esta Tesis especificar y desarrollar los mecanismos teóricos que conducen a dicha combinación sectorial, pues a ello poca atención le prestan los autores mencionados. Frente a esa falta de interés por las causas que conducen a las economías a registrar conjuntamente superávit fiscal y déficit por cuenta corriente (y, por consiguiente, también a las crisis), en el presente trabajo mantenemos que dicha explicación puede estar precisamente ligada al fenómeno de apalancamiento privado que se alude. De esta forma, este proceso de endeudamiento de empresas y familias no sólo explicaría las crisis resultantes sino que también sería clave en el surgimiento del superávit fiscal en economías que habitualmente registran déficit por cuenta corriente. Algunos autores como Mitchell (2013) o Galbraith (2012) sí hacen mención explícita en sus trabajos a que el aumento de deuda privada explica la mejora de los ingresos públicos y la aparición de superávit fiscal, pero el resto de economistas citados pasan por alto esta cuestión, centrándose sobre todo en el papel que juega el superávit fiscal a la hora de intensificar el endeudamiento privado. En cambio, aquí partimos de que, aunque este último punto es cierto y tiene su importancia, el aspecto fundamental de todo este proceso es que el apalancamiento privado y su destacado impacto sobre el crecimiento económico es lo que en muchas ocasiones permitiría que economías con déficit por cuenta corriente consigan superávit fiscal gracias a la mejora de los ingresos públicos. A su vez, dicha expansión de crédito sería también la responsable de originar los desequilibrios financieros que desembocan en una crisis.

Por lo tanto, el objetivo último de este trabajo consiste en corroborar empíricamente 1) si el vertiginoso crecimiento de la deuda privada puede considerarse el factor que permite la aparición de superávit fiscal en las economías caracterizadas por presentar habitualmente déficit por cuenta corriente, y 2) si estos episodios tienden a desembocar en crisis financieras.

Para ello se ha partido de una amplia muestra de 117 economías nacionales que representan el 94,5% del PIB mundial y se ha explorado a lo largo del periodo temporal comprendido entre 1980 y 2017 cuántos casos hay de registro simultáneo de superávit fiscal y déficit por cuenta corriente. Una primera aproximación ya permite constatar que los casos en los que se produce esta particular combinación sectorial son minoritarios, que vienen acompañados por un déficit privado destacable, que se concentran en periodos de crecimiento económico y que son temporalmente consecutivos, todo lo cual es compatible con que en dicho momento se estén experimentando notables expansiones crediticias. Además, la mayoría de los episodios detectados están recogidos en los estudios académicos que abordan booms crediticios u otro tipo de expansiones crediticias intensas. A continuación se han estudiado los casos uno por uno a través de un análisis descriptivo de las variables macroeconómicas más importantes y de un análisis econométrico para descubrir si el aumento de la deuda privada contribuye a explicar la mejora de las cuentas públicas.

Los resultados muestran que sólo 43 países registraron conjuntamente superávit fiscal y déficit por cuenta corriente en al menos un año. De los 46 casos detectados (pues en algunos países ha habido más de uno), todos menos tres habían sido precedidos por una expansión crediticia y habían sido seguidos por una crisis financiera de mayor o menor intensidad. Las tres excepciones corresponden a Bangladesh (1991-1994), Marruecos (1996-1999) y Ecuador (2001-2004). En el primer caso hay un error en la fuente de datos utilizada, de forma que si se corrigiese no le correspondería al país asiático estar en la lista de las 43 economías porque en realidad no habría registrado superávit fiscal. En el segundo caso, el superávit fiscal fue alcanzado fundamentalmente gracias a un programa masivo de privatizaciones ajenas al ciclo económico, de ahí que el país norteafricano no necesitara el impulso crediticio para revertir el déficit público. Para el tercer caso no tenemos ninguna explicación sólida, aunque sospechamos que el fuerte programa de ajustes fiscales y privatizaciones aplicado durante esos años podría explicar el deterioro del saldo del sector privado y la mejora de las cuentas públicas.

Entre los 43 casos que sí están precedidos por una notable expansión crediticia hay 6 de ellos cuyo comportamiento macroeconómico los diferencia claramente del resto. Estos casos se pueden ver en la Tabla 100. Habitados a registrar bastantes años tanto superávit por cuenta corriente como superávit fiscal, las expansiones crediticias detectadas provocaron un aumento destacado de las importaciones hasta llegar a revertir el saldo externo. En consecuencia, la combinación sectorial de superávit público y déficit por cuenta corriente fue alcanzada tras el aumento del crédito porque cambió el signo del saldo corriente, no el del fiscal (que se mantuvo superavitario).

**Tabla 100. Casos de economías que suelen registrar superávit fiscal y superávit por cuenta corriente**

	<b>Economía</b>	<b>Período con superávit fiscal y déficit por cuenta corriente</b>
1	Noruega	1986-1989
2	Corea	1995-1997
3	Hong Kong	1994-1997
4	Tailandia	1995-1996
5	Irlanda	2004-2006
6	Kazajistán	2002-2007

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial

En cambio, para el resto de casos (la inmensa mayoría: 37 de 46) el fenómeno es otro: la expansión crediticia se originó a partir de una situación de déficit fiscal y corriente, y a lo largo del mismo las cuentas públicas fueron mejorando hasta arrojar superávit (mientras el saldo externo continuó deteriorándose). Los análisis econométricos (realizados en los casos en los que ha sido factible y con la mayor disponibilidad de datos posible) corroboran que en casi todos estos casos el aumento de crédito privado contribuyó a explicar la mejora de las cuentas públicas y, por lo tanto, el surgimiento del superávit fiscal. En algunos casos la débil solidez de los modelos econométricos estimados (en buena medida por la falta de datos en frecuencia trimestral) debe aumentar la precaución a la hora de replicar dicha afirmación, pero el patrón se repite con mayor o menor intensidad en todos estos países.

La mayor parte de estos 37 casos, 26, corresponden a economías que sólo han registrado superávit fiscal al calor del boom crediticio, lo que en buena medida viene explicado por la cronicidad del déficit por cuenta corriente de estas economías. La lista de estos casos se puede ver en la Tabla 101.

**Tabla 101. Casos de economías que sólo han registrado superávit fiscal conjuntamente con déficit por cuenta corriente**

	<b>Economía</b>	<b>Período con superávit fiscal y déficit por cuenta corriente</b>
1	Islandia	1980-1984
2	Reino Unido	1988-1989
3	México	1992-1994
4	Malasia	1993-1997
5	Perú	1996-1997
6	Estados Unidos	1998-2000
7	Reino Unido	1999-2001
8	Egipto	1999-2000
9	Honduras	1996-2000
10	España	2005-2007
11	Islandia	2005-2007
12	Chipre	2007-2008
13	Letonia	2007
14	Moldavia	2003-2007

15	Eslovenia	2007
16	Serbia, Montenegro y Kosovo	2004-2005
17	Bosnia y Herzegovina	2005-2007
18	Macedonia	2004-2007
19	Australia	2002-2007
20	Nueva Zelanda	2000-2008
21	Sudáfrica	2006-2007
22	Marruecos	2008
23	Camboya	2007-2008
24	Costa Rica	2007
25	Nicaragua	2006-2007
26	Panamá	2006-2008

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial

Los restantes 11 casos son de economías que también han registrado superávit fiscal en otras ocasiones, debido en todo caso a una reversión previa del déficit por cuenta corriente (con motivo de transformaciones productivas y exportadoras o simplemente por algún súper ciclo en el precio de las materias primas exportadas).

**Tabla 102. Casos de economías que no sólo han registrado superávit fiscal conjuntamente con déficit por cuenta corriente**

	<b>Economía</b>	<b>Período con superávit fiscal y déficit por cuenta corriente</b>
1	Finlandia	1980-1991
2	Suecia	1988-1991
3	Dinamarca	1986-1988
4	Indonesia	1994-1996
5	Filipinas	1996-1997
6	Chile	1990-1998
7	Canadá	1997-1998
8	Estonia	2001-2007
9	Bulgaria	2003-2008
10	Perú	1996-1997
11	Perú	2010-2010

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional y Banco Mundial

Estos resultados ponen de manifiesto que las economías que habitualmente registran déficit por cuenta corriente sólo han podido alcanzar superávit fiscal en el contexto de una notable expansión crediticia (a menudo un boom de crédito acompañado de una burbuja en el precio de activos inmobiliarios y/o bursátiles) que, además, siempre ha desembocado en una crisis financiera de mayor o menor intensidad. Es el vertiginoso incremento de la deuda de familias y empresas lo que explica la reversión del déficit público en las economías que suelen registrar dicho signo en el saldo externo.

En resumen, hay muchas economías (Tabla 101) que, como siempre o casi siempre han registrado déficit por cuenta corriente, sólo han podido revertir los números rojos en



sus cuentas públicas cuando han experimentado episodios de expansión crediticia. Hay algunas otras economías (Tabla 102) que, aunque en algún momento hayan alcanzado superávit fiscal al calor de una intensa expansión crediticia, también han podido hacerlo sin ella precisamente por haber revertido en algún momento y por algún motivo el signo del sector exterior. Evidentemente las economías que suelen registrar superávit por cuenta corriente (Tabla 100) no tienen estas limitaciones y no han requerido estos episodios crediticios para mantener unas cuentas públicas superavitarias, lo que no quiere decir que no haya podido darse el caso (de hecho, algunos países como Malasia e Islandia, a pesar de tener un saldo exterior favorable la mayor parte de los años analizados, sólo han logrado superávit fiscal en el contexto de un boom de crédito).

## 2. PRINCIPALES APORTACIONES

Una de las principales aportaciones de esta Tesis se enmarca en el debate académico que existe en el ámbito de la política fiscal. La literatura existente al respecto es muy amplia y heterogénea, pero la mayor parte de los análisis que la integran comparten un rasgo en común: abordan el indicador de saldo fiscal de forma relativamente aislada del resto de variables macroeconómicas, como si fuese una variable fundamentalmente discrecional que pueden controlar los gobiernos correspondientes a través de sus decisiones políticas de gastos e ingresos. Los analistas que incorporan al estudio otras variables como el crecimiento económico o la política monetaria lo suelen hacer de forma subalterna, manteniendo como grandes protagonistas a las políticas fiscales. Ahora bien, hay una rama específica dentro de la academia que pone en estrecho diálogo el saldo público con el saldo por cuenta corriente, adoptando así un enfoque más holístico y completo en el que los resultados fiscales quedan fuertemente vinculados al comportamiento exterior de la economía. Sin embargo, la evidencia empírica arrojada en este campo es profundamente diversa y contradictoria, lo que dificulta detectar patrones de comportamiento macroeconómico en las economías estudiadas.

En este trabajo partimos de que esta controversia puede ser parcialmente solventada añadiendo un elemento que suele estar ausente en la literatura académica: el saldo privado (entendiéndolo como la capacidad o necesidad de financiación de las empresas y las familias). Este saldo supone la pieza clave que completa el puzzle que supone no sólo el errático diálogo entre el saldo fiscal y el externo, sino también el enredo sobre el impacto de las políticas fiscales. Incorporar este enfoque –que se deriva de los modelos SFC– contribuiría a abordar de una forma más sencilla y coherente muchos de los problemas y desafíos señalados hasta ahora.

A su vez, esta investigación supone el primer intento de corroborar empíricamente y a nivel global las sospechas y afirmaciones realizadas por varios de los autores familiarizados con los mencionados modelos SFC y los planteamientos minkianos (Godley, 1999; Keen, 2018; Mitchell *et al.*, 2016, 2019; Wray, 2012b; Zezza, 2009). Dichas aseveraciones se han materializado como una de las hipótesis centrales de trabajo y los resultados han permitido corroborarla: en efecto, la combinación sectorial caracterizada por superávit fiscal y déficit por cuenta corriente suele ser un síntoma de una intensa expansión crediticia cuyos desequilibrios tienden a desembocar en un shock financiero y económico de cierta gravedad. Aunque en la mayoría de casos el impacto resultante es bastante potente, en algunos casos (especialmente en economías en

desarrollo) es menos intenso; pero siempre hay una repercusión negativa en el PIB y en la economía en general. Ésta sería una de las principales aportaciones de este trabajo.

Resulta interesante resaltar que la simple y cómoda observación de la combinación sectorial mencionada en las economías nacionales permite detectar periodos de expansión crediticia e inminentes crisis financieras, lo cual es mucha información inferida a partir de solamente dos indicadores fácilmente observables y que en principio poco o nada nos dicen de los fenómenos financieros. Ahora bien, esta herramienta pierde mucha precisión cuando se aplica a economías subdesarrolladas pequeñas y con mucha volatilidad en sus saldos (especialmente el corriente, como consecuencia de tener sectores exportadores muy dependientes de los precios internacionales), de ahí que muchas de ellas hayan sido directamente excluidas del análisis.

Para llegar a estos resultados se ha tenido que depurar y matizar los planteamientos teóricos utilizados por dichos autores, lo que supondría otra aportación relevante de la investigación. Mientras que no quedaba muy claro cuál era la dirección del vínculo que establecían entre el superávit público y el endeudamiento privado, en este trabajo concluimos que una destacada expansión crediticia y su impacto sobre el crecimiento económico es lo que permite en una economía con déficit por cuenta corriente el surgimiento de superávit fiscal gracias a la mejora de los ingresos públicos, así como que dicha expansión de crédito es la culpable de originar los desequilibrios financieros que desembocan en una crisis. Todo ello sin menoscabo de que la propia persecución del superávit público puede empujar al sector privado a incrementar su endeudamiento, algo que se intensifica cuando se ha logrado dicha meta. Por lo tanto, la otra hipótesis central del trabajo es que las economías que registran normalmente déficit por cuenta corriente suelen lograr el superávit fiscal gracias a una intensa expansión crediticia.

La corroboración de estas dos hipótesis implica que las economías que registran déficit por cuenta corriente sólo pueden alcanzar superávit fiscal en el contexto de una notable expansión crediticia que, además, suele desembocar en una crisis financiera de mayor o menor intensidad.

A lo largo de la investigación se han podido identificar algunos casos que alcanzan la combinación sectorial mencionada (superávit fiscal y déficit por cuenta corriente) pero no a través del mecanismo mencionado. Se trata de seis economías que antes de llegar a ese estado sectorial y de experimentar el aumento de la deuda privada ya disfrutaban de superávit tanto en el saldo corriente como en el fiscal, por lo que éste último no puede ser el resultado de la expansión crediticia. Esto se explica porque la expansión crediticia suele impulsar las importaciones y revertir el superávit por cuenta corriente que habitualmente registran dichas economías. En este caso la anomalía no es registrar superávit público sino déficit por cuenta corriente. Estas economías –que se pueden ver en la Tabla 100– siguen ajustándose a una de las hipótesis (porque tras dicho periodo sufren una crisis financiera) aunque no caigan en el ámbito de la otra (porque no registran normalmente déficit por cuenta corriente).

Los resultados de esta investigación conllevan importantes implicaciones en materia de política fiscal. Puesto que las economías que presentan habitualmente déficit por cuenta corriente sólo puedan aspirar a lograr superávit fiscal a través de una expansión crediticia que termina trágicamente, las reglas de estabilidad presupuestaria que impone la Unión Europea a sus Estados miembros –que instan a registrar equilibrio fiscal si el

nivel de deuda pública supera el 60% del PIB— no está haciendo otra cosa que empujar a dichas economías hacia el fracaso en su objetivo o hacia un fenómeno de apalancamiento de familias y empresas cuyos desequilibrios generados desembocan en una crisis financiera, y ninguna de las dos opciones parece resultar satisfactoria (al menos a medio plazo en el segundo caso). En consecuencia, el diseño de las reglas fiscales europeas favorece a las economías que disfrutan de superávit por cuenta corriente mientras que perjudica al resto al imponerles una meta que sólo pueden conseguir experimentando un episodio que suele acabar en crisis.

Como se puede ver, las aportaciones de este trabajo de investigación son de naturaleza teórica (pone en valor la importancia de los saldos sectoriales y perfila el vínculo entre endeudamiento privado y mejora de las cuentas públicas en determinadas circunstancias), aplicada (aporta información descriptiva y cuantitativa a raíz de estudios de casos concretos en economías nacionales) y política (pone de manifiesto que, debido a un error de diseño, las reglas fiscales europeas actuales son injustas porque favorecen a un tipo de economías frente al resto).

### 3. AGENDA DE INVESTIGACIÓN

El trabajo de investigación realizado ha permitido despejar varias incógnitas que se planteaban al inicio de la misma pero también ha generado otras nuevas.

En primer lugar, se detectaron dos episodios caracterizados por registro simultáneo de superávit fiscal y déficit por cuenta corriente que no se ajustaron a la hipótesis: uno en Marruecos entre 1996 y 1999 y otro en Ecuador entre 2001 y 2004. Aunque para el primer caso encontramos una explicación más o menos satisfactoria, el segundo continúa siendo un misterio, pues sólo barajamos algunas sospechas que no parecen del todo verosímiles. Siempre que partamos de que no hay errores en la contabilidad de los datos originales, todo apunta a que esos países registraron simultáneamente superávit fiscal y déficit por cuenta corriente sin necesidad de experimentar ninguna expansión crediticia, lo que contraviene una de las hipótesis centrales de trabajo. Quizás una exploración mucho más detallada y profunda sobre los dos casos pueda arrojar algo de luz al respecto. Lo cierto es que ya hay sospechas de por qué se puede producir esta anomalía, y tienen que ver con la aplicación de políticas de consolidación fiscal y de privatizaciones: teóricamente estas medidas tienden a reducir el saldo del sector privado y a mejorar el del sector público. El problema es que este tipo de actuaciones también se han llevado a cabo en otros países y en ninguno parece que hayan sido decisivas para alcanzar superávit fiscal; en el mejor de los casos siempre han sido eclipsadas por el incremento vertiginoso de la deuda privada que caracteriza a un boom de crédito.

En segundo lugar, el hecho de situar el foco en una determinada combinación de saldos sectoriales conlleva que el resto de posibilidades queden en segundo plano, y aunque ello no impide alcanzar las metas propuestas, sí que abren un amplio abanico de posibles investigaciones. Así como el registro simultáneo de superávit público con déficit por cuenta corriente evoca (gracias a los planteamientos minskianos y a los de los modelos Flujo-Stock Consistentes) un periodo de destacada expansión crediticia, ¿no podría algún otro tipo de combinación sectorial estar arrojando luz sobre otro fenómeno macroeconómico a tener en cuenta? Aunque no hay ninguna sospecha de que así pueda ser, la posibilidad existe y eso es algo a sopesar a la hora de iniciar nuevas

líneas de investigación. Por otro lado, no se ha prestado atención a los cambios entre unas combinaciones sectoriales y otras. Resulta evidente que igual que se detecta un patrón en un estado sectorial en particular, es muy probable que se puedan identificar otros tanto al inicio como al final de dicho periodo. No obstante, no queda claro cuál puede ser la relevancia de identificar dichos patrones si no se vinculan a algún fenómeno en particular que se repita a lo largo de varios países. Y, al menos por lo que respecta al periodo de fuerte crecimiento del crédito privado, no parece haber mucho más que descubrir.

En tercer lugar, la impugnación del diseño de las reglas europeas de estabilidad presupuestaria arroja muchas preguntas, especialmente de naturaleza política. Que las economías con mayor facilidad para registrar superávit por cuenta corriente tengan más posibilidades de cumplir con dichos criterios fiscales que las que no lo hacen tiene varias implicaciones muy distintas entre sí. ¿Habría que instar a las economías deficitarias en cuenta corriente a que persiguieran primero el superávit para así aumentar las posibilidades de alcanzar un presupuesto equilibrado –aun siendo conscientes de que toda unidad monetaria de superávit externo implica otra unidad monetaria de déficit y que por lo tanto hay un juego internacional de suma cero? ¿Habría que modificar el diseño actual de las reglas fiscales para equilibrar las posibilidades de cumplimiento entre todas las economías independientemente de su saldo externo? Y si fuese así... ¿cómo hacerlo?

En cuarto y último lugar, y muy relacionado con el punto anterior, a lo largo de toda la investigación se identificaron once casos en países (pueden verse en la Tabla 101) que, aunque en algún momento habían alcanzado superávit fiscal en el contexto de una burbuja de crédito, también lo habían logrado al margen de dicho fenómeno debido a una previa reversión del déficit por cuenta corriente (gracias, a su vez, a procesos de transformación productiva y exportadora o a booms en el precio de las materias primas exportadas). La recopilación de todos los estudios ya realizados sobre estos países (así como de nuevos estudios) podría dar muchas pistas sobre qué se puede cambiar en una economía para que alcance superávit por cuenta corriente (maximizando así las posibilidades de revertir los números rojos en las cuentas públicas).

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abbas, S. M. A., Akitoby, B., Andritzky, J., Berger, H., Komatsuzaki, T., y Tyson, J. 2013. 'Dealing with High Debt in an Era of Low Growth', IIMF Staff Discussion Notes no. 13/07
- Abdel-Khalek, G. 2010. 'Growth, Economic Policies and Employment Linkages in Mediterranean Countries: The cases of Egypt, Israel, Morocco and Turkey', International Labour Organization Employment Working Paper no. 63
- Abell, J. D. 1990. Twin deficits during the 1980s: An empirical investigation, *Journal of Macroeconomics*, vol. 12, no. 1, 81–96
- Abiad, A., Detragiache, E., y Tresselt, T. 2010. 'A new database of financial reforms', *IMF Staff Papers*, vol. 256
- Abildgren, K. 2007. 'Financial Liberalisation and Credit Dynamics in Denmark in the Post-World War II Period', Danmarks Nationalbank Working Paper no. 47
- Abildgren, K. 2012. Financial structures and the real effects of credit-supply shocks in Denmark 1922–2011, *European Review of Economic History*, vol. 16, 490–510
- ABS. 2007. *Australian Social Trends*, Australian Bureau of Statistics Catalogue 4102, available at <https://www.abs.gov.au/AUSSTATS/abs@.nsf/DetailsPage/4102.02007>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- ABS. 2008. *Home owners and renters*, Australian Bureau of Statistics Year Book Australia 2008, available at <https://www.abs.gov.au/AUSSTATS/abs@.nsf/bb8db737e2af84b8ca2571780015701e/37171EAC4F4F016ECA2573D20010F849?opendocument>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- ABSA. 2005. 'Property Trends' ABSA Group Limited Various issues
- Acosta-Ormaechea, S., Sola, S., y Yoo, J. 2019. Tax Composition and Growth: A Broad Cross-country Perspective, *German Economic Review*, vol. 20, no. 4
- ADB. 2009. 'Asian Development Outlook 2009: Rebalancing Asia's Growth', Asian Development Bank
- Ademmer, M., Boysen-Hogrefe, J., Jannsen, N., y Schwarzmüller, T. 2018. 'What drives the outcome of the Macroeconomic Imbalance Procedure?', Working Paper July 2018
- Afonso, A. 2007. 'Public Finances in Portugal: A Brief Long-Run View', Department of Economics Lisbon School of Economics and Management Working Paper no. 2007/01
- Afonso, A. 2010. Expansionary fiscal consolidations in Europe: New evidence, *Applied Economics Letters*, vol. 17, no. 2, 105–9
- Afonso, A. y Alegre, J. G. 2011. Economic growth and budgetary components: A panel assessment for the EU, *Empirical Economics*, vol. 41, no. 3, 703–23
- Afonso, A. y Alves, J. 2015. The role of government debt in economic growth, *Hacienda Pública Española*, vol. 215, 9–26
- Afonso, A., Baxa, J., y Slavík, M. 2018. Fiscal developments and financial stress: a threshold VAR analysis, *Empirical Economics*, vol. 54, no. 2, 395–423
- Afonso, A. y Gomes, P. 2014. Interactions between private and public sector wages, *Journal of Macroeconomics*, vol. 39, no. PA, 97–112
- Agurcia, L. F. 2013. 'Evolución del crédito del sistema bancario y su incidencia en el desarrollo socioeconómico en Honduras', PhD Tesis, Universidad Nacional Autónoma de Honduras
- Ahmed, S. 2005. Banking Sector Performance and Reforms, pp. 201–17, en

- Transforming Bangladesh into a Middle Income Economy*, Delhi, Macmillan India Ltd. for the World Bank
- Ahnland, L. 2015. Private debt in Sweden in 1900–2013 and the risk of financial crisis, *Scandinavian Economic History Review*, vol. 63, no. 3, 302–23
- Ahuja, A. y Nabar, M. 2011. 'Safeguarding Banks and Containing Property Booms: Cross-Country Evidence on Macroprudential Policies and Lessons From Hong Kong SAR' IMF Working Paper no. 284
- Aisen, A. y Franken, M. 2010. 'Bank Credit During the 2008 Financial Crisis: A Cross-Country Comparison' IMF Working Paper no. 10/47
- Aiyagari, S. R., Christiano, L. J., y Eichenbaum, M. 1992. The output, employment, and interest rate effects of government consumption, *Journal of Monetary Economics*, vol. 30, no. 1, 73–86
- Aiyagari, S. R. y McGrattan, E. R. 1998. The optimum quantity of debt, *Journal of Monetary Economics*, vol. 42, no. 3, 447–69
- Akalpler, E. y Panshak, Y. 2019. Dynamic relationship between budget deficit and current account deficit in the light of Nigerian empirical application, *Evolutionary and Institutional Economics Review*, vol. 16, no. 1, 159–79
- Akerlof, G. A. y Shiller, R. J. 2009. *Animal spirits: How human psychology drives the economy, and why it matters for global capitalism*, Oxford, Princeton University Press
- Akinboade, O. A. y Makina, D. 2010. Econometric analysis of bank lending and business cycles in South Africa, *Applied Economics*, vol. 42, 3803–11
- Alba, P., Hernández, L., y Klingebtel, D. 1999. 'Financial liberalization and the capital account' Policy Research Working Paper no. 2188
- Alburo, F. A. 1998. The Asian Financial Crisis and Policy Response in the Philippines, *Philippine Review of Economics and Business*, vol. 35, no. 1, 62–86
- Alcidi, C., Gros, D., Núñez Ferrer, J., y Rinaldi, D. 2017. 'The Instruments providing Macro-Financial Support to EU Member States', CEPS Research Reports no. 2017/06
- Alesina, A. y Ardagna, S. 1998. Tales of fiscal adjustment, *Economic Policy*, vol. 27, 489–545
- Alesina, A., Ardagna, S., Perotti, R., y Schiantarelli, F. 2002. Fiscal Policy, Profits, and Investment, *American Economic Review*, vol. 92, no. 3, 571–89
- Alesina, A., Barbiero, O., Favero, C., Giavazzi, F., y Paradisi, M. 2015. Austerity in 2009–13, *Economic Policy*, vol. 30, no. 83, 383–437
- Alesina, A., Favero, C., y Giavazzi, F. 2019. *Austerity: When It Works and When It Doesn't*, Princeton, Princeton University Press
- Alesina, A. y Perotti, R. 1996a. 'Budget Deficits and Budget Institutions', NBER Working Paper no. 5556
- Alesina, A. y Perotti, R. 1996b. Fiscal Discipline and the Budget Process, *American Economic Review*, vol. 86, no. 2, 401–07
- Alesina, A. y Tabellini, G. 1990. A Positive Theory of Fiscal Deficits and Government Debt, *The Review of Economic Studies*, vol. 57, 403–14
- Algan, Y., Cahuc, P., y Zylberberg. 2022. Public employment: does it increase unemployment?, *Economic Policy*, vol. 17, 7–65
- Aliber, R. Z. 2011. Introduction, pp. 1–12, in Aliber, R. Z. y Zoega, G. (eds.), *Prehudes to the Icelandic Financial Crisis*, New York, Palgrave Macmillan
- Allegret, J. P., Couharde, C., Coulibaly, D., y Mignon, V. 2014. Current accounts and oil price fluctuations in oil-exporting countries: The role of financial development, *Journal of International Money and Finance*, vol. 47, 185–201

- Almeida, V., Castro, G., Félix, M., y María, J. F. 2010. 'Fiscal stimulus in a small Euro Area economy', Bank of Portugal Working Paper no. 16/2010
- Almunia, M., Bénétrix, A., Eichengreen, B., O'Rourke, K. H., y Rua, G. 2010. From great depression to great credit crisis: Similarities, differences and lessons, *Economic Policy*, vol. 25, 219–65
- Alt, J. E. y Lowry, R. C. 1994. Divided Government, Fiscal Institutions, and Budget Deficits: Evidence from the States, *American Political Science Review*, vol. 88, no. 4, 811–28
- do Amaral, J. F. y Lopes, J. C. 2017. Forecasting errors by the Troika in the economic adjustment programme for Portugal, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 41, no. 4, 1021–41
- Amri, P. D., Richey, G. M., y Willett, T. D. 2016. Capital Surges and Credit Booms: How Tight is the Relationship?, *Open Economies Review*, vol. 27, 637–70
- Andersen, P. S. y Gudmundsson, M. 1998. 'Inflation and Disinflation in Iceland' BIS Working Paper no. 52
- Andrés, J., Arce, O., y Thomas, C. 2017. 'When Fiscal Consolidation Meets Private Deleveraging', Banco de España Documentos de Trabajo no. 1622
- Ansorena, C. 2007. 'Competencia y regulación en la banca: el caso de Nicaragua', CEPAL Estudios y Perspectivas no. 85
- De Antoni, E. 2010. Minsky, Keynes, and Financial Instability, *International Journal of Political Economy*, vol. 39, no. 2, 10–25
- Arce, Ó., Hurtado, S., y Thomas, C. 2016. Policy spillovers and synergies in a monetary union, *International Journal of Central Banking*, vol. 45, 219–77
- Ardagna, S. 2004. Fiscal stabilizations: When do they work and why, *European Economic Review*, vol. 48, no. 5, 1047–74
- Ardagna, S. 2007. Fiscal policy in unionized labor markets, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 31, no. 5, 1498–534
- Arena, M., Bouza, S., Dabla-Norris, E., Gerling, K., y Njie, L. 2015. 'Credit Booms and Macroeconomic Dynamics: Stylized Facts and Lessons for Low-Income Countries'. IMF Working Papers no. 11
- Arestis, P. 2005. 'Financial Sector Reforms in Developing Countries with Special Reference to Egypt', Working Paper no. 383
- Arestis, P. y Sawyer, M. 2004. On fiscal policy and budget deficits, *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, vol. 1, no. 2, 61–74
- Argyridou-Dimitriou, C. y Kanaris, E. 2012. The financial system of Cyprus, in Orphanides, A. y Syrichas, G. (eds.), *The Cyprus Economy*, Central Bank of Cyprus
- Aschauer, D. A. 1989. Is public expenditure productive?, *Journal of Monetary Economics*, vol. 23, 177–200
- Aschauer, D. A. y Greenwood, J. 1985. Macroeconomic effects of fiscal policy, *Carnegie-Rochester Confer. Series on Public Policy*, vol. 23, 91–138
- Ashman, S., Fine, B., y Newman, S. 2011. The crisis in South Africa: neoliberalism, financialization and uneven and combined development, *Socialist Register*, vol. 47, 174–195
- Askar, I. O. Challenges Facing the Real Estate Law in Addressing Housing Problems: with Focus on Low-Income Groups
- Åslund, A. y Dombrovskis, V. 2011. *How Latvia Came through the Financial Crisis*, Riga, Peterson Institute for International Economics
- Athukorala, P. 2000. Capital account regimes, crisis, and adjustment in Malaysia, *Asian Development Review*, vol. 18, no. 17–48

- Athukorala, P. 2010. 'Malaysian Economy in Three Crises', The Australian National University Trade and Development Working Paper no. 12
- Attanasio, O. y Wakefield, M. 2010. The Effects on Consumption and Saving of Taxing Asset Returns, pp. 675–736, en *Dimensions of Tax design. The Mirrlees Review*, Oxford, Oxford University Press
- Attanasio, O. P. y Weber, G. 1994. The UK Consumption Boom of the Late 1980s: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence, *The Economic Journal*, vol. 104, no. 427, 1269–1302
- Attinasi, M.-G., Lalik, M., y Vetlov, I. 2017. 'Fiscal spillovers in the euro area a model-based analysis', European Central Bank Working Paper Series no. 2040
- Attinasi, M. G. y Metelli, L. 2017. Is fiscal consolidation self-defeating? A panel-VAR analysis for the Euro area countries, *Journal of International Money and Finance*, vol. 74, no. C, 147–64
- Auerbach, A. J. y Gorodnichenko, Y. 2012. Measuring the output responses to fiscal policy, *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 4, no. 2, 1–27
- Avi-Yonah, R. S. 2000. Globalization, tax competition, and the fiscal crisis of the welfare state, *Harvard Law Review*, vol. 113, no. 7, 1573–1676
- Bach, S. 2013. Kirchhof oder Hollande: Wie hoch soll der Spitzensteuersatz in Deutschland sein?, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, vol. 82, no. 1, 77–100
- Bacigalupo, G. L. y Bacigalupo, S. L. 2009. Existencia de un boom de créditos en el Perú. Análisis desde la perspectiva de un modelo de cambio de régimen, *Apuntes. Revista de Ciencias Sociales*, vol. 64, 31–54
- Backé, P., Égert, B., y Walko, Z. 2006. Credit Growth in Central and Eastern Europe Revisited, Oesterreichische Nationalbank (Austrian Central Bank), vol. 2, 69–77
- Bahar, H. 2009. 'Financial Liberalization and Reforms in Bangladesh', artículo presentado en el Workshop nacional Strengthening the Response to the llobal Financial Crisis in Asia-Pacific: The Role of Monetary, Fiscal and External Debt Policies, Thimphu, Bhutan, 9 a 11 de diciembre de 2009
- Baharumshah, A. Z. y Lau, E. 2007. Dynamics of fiscal and current account deficits in Thailand: An empirical investigation, *Journal of Economic Studies*, vol. 34, no. 6, 454–75
- Bahmani-Oskooee, M. 1992. What Are the Long-Run Determinants of the U.S. Trade Balance?, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 15, no. 1, 85–97
- Bailey, M. 1971. *National income and the price level: A study in macroeconomic theory.*, New York, McGraw-Hill
- Baker, D. y Rosnick, D. 2014. 'Stimulus and fiscal consolidation: the evidence and implications', IMK Working Paper no. 135
- Baliamoune, M. N. y Chowdhury, A. R. 2003. The long-run behavior and short-run dynamics of private savings in Morocco, *Savings and Development*, vol. 27, no. 2, 135–60
- Ball, M. 1994. The 1980s property boom, *Environment & Planning A*, vol. 26, no. 5, 671–95
- Ballantyne, A., Hambur, J., Roberts, I., y Wright, M. 2014. 'Financial Reform in Australia and China', Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper no. 10
- Balluck, K., Galiay, A., Ferrara, G., y Hoggarth, G. 2016. The Small Bank Failures of the Early 1990s: Another Story of Boom and Bust, *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol. Quarter 1
- Banco Central Europeo. 2012. A fiscal compact for a stronger Economic and Monetary



- Union., *European Central Bank Monthly Bull*, vol. May, 79–94
- Banco de España. 2006. 'Informe anual 2006'
- Banco de España. 2008. 'Encuesta Financiera de las Familias 2008'
- Banco de España. 2013. 'Informe anual 2013'
- Banco de España. 2017. 'Informe sobre la crisis financiera y bancaria en España 2008-2014'
- Banco Mundial. 2020. *Datos de libre acceso del Banco Mundial*, <https://datos.bancomundial.org/>. Último acceso el 15 de octubre de 2020
- Bandelj, N. 2004. Negotiating global, regional, and national forces: Foreign investment in Slovenia, *East European Politics and Societies*, vol. 18, no. 3, 455–80
- Banks, J. W. y Diamond, P. A. 2011. The Base for Direct Taxation, en Mirrlees, J., Adam, S., Besley, T., Blundell, R., Bond, S., Chote, R., Gammie, M., Johnson, P., Myles, G., y Poterba, J. (eds.), *Dimensions of Tax Design: the Mirrles Review*, Oxford, Oxford University Press
- Barajas, A., Dell’Ariccia, G., y Levchenko, A. A. 2007. 'Credit Booms: The Good, the Bad, and the Ugly', IMF Working Paper no. 11
- Barbiero, F. y Darvas, Z. 2014. 'In sickness and in health. Protecting and supporting public investment in Europe', Bruegel Policy Contribution no. 02
- Barisitz, S. y Lahnsteiner, M. 2010. From Stormy Expansion to Riding out the Storm: Banking Development in Kazakhstan, *Finanzmarktstabilitätsbericht*, vol. 19
- Barjaktarovic, L., Paunovic, M., y Jecmenica, D. 2013. Development of the Banking 6. Sector in CEE Countries – Comparative Analysis, *Journal of Central Banking Theory and Practice*, vol. 2, no. 2, 93–114
- Barlett, W. y Monastiriotis. 2010. Introduction, en Barlett, W. y Monastiriotis (eds.), *South Eastern Europe after the economic crisis: a new dawn or back to business as usual?*, LSE Reprographics Department
- Barnes, S., Lawson, J., y Radziwill, A. 2011. 'Current Account Imbalances in the Euro Area: a Comparative Perspective', OECD Working paper no. 826
- Barquero, J. P. y Vásquez, J. P. 2012. 'Mecanismo de Transmisión del Crédito en Costa Rica', Banco Central de Costa Rica Documento de Trabajo no. 18
- Barro, R. J. 1974. Are government bonds net wealth?, *Journal of Political Economy*, vol. 82, 1095–1117
- Barro, R. J. 1978. Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States, *Journal of Political Economy*, vol. 86, no. 4, 549–80
- Barro, R. J. 1989a. The neoclassical approach to fiscal policy, en Barro, R. J. (ed.), *Modern Business Cycle Theory*, Cambridge, Harvard University Press
- Barro, R. J. 1989b. The Ricardian Approach to Budget Deficits, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 3, no. 2, 37–54
- Barro, R. J. 2001. 'Economic Growth in East Asia Before and After the Financial Crisis', NBER Working Paper no. 8330
- Barro, R. J. y Redlick, C. J. 2011. Macroeconomic effects from Government purchases and Taxes, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 126, no. 1, 51–102
- Basri, M. C. y Rahardja, S. 2011. Should Indonesia Say Goodbye to Its Strategy of Facilitating Exports?, pp. 217–31, en Haddad, M. y Sheperd, B. (eds.), *Managing Openness: Trade and Outward-Oriented Growth after the Crisis*, Banco Mundial
- Basso, H. S. y Rachedi, O. 2018. 'The Young, the Old, and the Government: Demographics and Fiscal Multipliers', Banco de España Documentos de Trabajo no. 1837
- Basu, S. y Kimball, M. 2004. 'Investment planning costs and the effects of fiscal and monetary policy', University of Michigan y NBER Working Paper

- Batini, N., Melina, G., y Villa, S. 2019. Fiscal buffers, private debt, and recession: The good, the bad and the ugly, *Journal of Macroeconomics*, vol. 62, no. C
- Battellino, R. 2007. 'Australia's Experience with Financial Deregulation', discurso en la Reserva Federal de Australia, publicado en <https://www.rba.gov.au/speeches/2007/sp-dg-160707.html>, último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Bauer, M. W. y Becker, S. 2014. The Unexpected Winner of the Crisis: The European Commission's Strengthened Role in Economic Governance, *Journal of European Integration*, vol. 12, no. 2, 217–36
- Bauernschuster, S. y Schlotter, M. 2015. Public child care and mother's labour supply: Evidence from two quasi-experiments, *Journal of Public Economics*, vol. 123, no. 1, 1–16
- Baum, A. y Koester, G. B. 2011. 'The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle. Evidence from a threshold VAR analysis', Bundesbank Discussion Paper no. 03/2011
- Baum, A., Poplawski-Ribeiro, M., y Weber, A. 2012. 'Fiscal Multipliers and the State of the Economy', IMF Working Paper no. 12/286
- Baun, M. J. 1995. The Maastricht Treaty as High Politics: Germany, France, and European Integration, *Political Science Quarterly*, vol. 110, no. 4, 605–24
- Bautista, C. 2003. Stock market volatility in the Philippines, *Applied Economics Letters*, vol. 10, 315–18
- Bautista, R. M. y Lamberte, M. B. 1996. The Philippines: Economic Developments and Prospects, *Asian Pacific Economic Literature*, vol. 10, no. 2, 16–31
- BBVA. 2013. 'Gastos e ingresos públicos: expansión, crisis y consolidación', BBVA Research Observatorio Económico
- BCCR. 2008. 'Informe mensual de la situación económica del país: marzo 2008', División Económica Banco Central de Costa Rica
- BCN. 1996. 'Informe anual', Banco Central de Nicaragua
- BCN. 2011. 'Informe anual 2010', Banco Central de Nicaragua
- Beckerman, P. y Solimano, A. 2002. *Crisis and dollarization in Ecuador: stability, growth, and social equity*, Washington, The World Bank
- Bedford, P. 2008. The global financial crisis and its transmission to New Zealand – an external balance sheet analysis, *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, vol. 71, no. 4, 18–28
- Bedoya, J. G. 2017. Ciclos de crédito, liquidez global y regímenes monetarios: Una aproximación para América Latina, *Desarrollo y Sociedad*, vol. 78
- Beetsma, R., Furtuna, O., y Giuliadori, M. 2018. 'Revenue- versus spending-based consolidation plans: the role of follow-up', ECB Working Paper Series no. 2178
- Beetsma, R., Giuliadori, M., y Klaassen, F. 2008. The effects of public spending shocks on trade balances and budget deficits in the European Union, *Journal of the European Economic Association*, vol. 6, nos. 2–3, 414–23
- Behar, A. y Mok, J. 2019. Does public-sector employment fully crowd out private-sector employment?, *Review of Development Economics*, vol. 23, no. 4, 1891–1925
- Behlul, T. 2011. Was it really a Minsky moment?, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 34, no. 1, 137–58
- Bekaert, G. y Harvey, C. R. 1998. 'Capital Flows and the Behavior of Emerging Market Equity Returns', NBER Working Paper no. 6669
- Bellod Redondo, J. F. 2016. PIGS: fiscal austerity, structural reforms and potential growth, *Revista de Economía Mundial*, vol. 43, 161–78

- Bénassy-Quéré, A. y Cimadomo, J. 2011. 'Changing Patterns of Domestic and Cross-Border Fiscal Policy Multipliers in Europe and the US', CEPII Working Paper no. 24
- Benczes, I. 2019. European economic governance through fiscal rules, *International Relations Multidisciplinary Doctoral School*, vol. 3, 132–45
- Benkovskis, K. y Paula, D. 2007. 'Inflation Expectations in Latvia: Consumer Survey Based Results', Latvijas Banka Working Paper no. 1
- Berg, S. A. 1998. Bank failures in Scandinavia, in Caprio, G. (ed.), *Preventing Bank Crises. Lessons from Recent Global Bank Failures*, Washington, The World Bank
- Berger, A. N. y Udell, G. F. 2004. The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behavior, *Journal of Financial Intermediation*, vol. 13, 458–95
- Berges, A. y Ontiveros, E. 2014. Austerity and financial instability, pp. 155–81, en Bilbao-Uvillos, J. (ed.), *The Economic Crisis and Governance in the European Union*, New York, Routledge
- Bergman, U. M., Hutchison, M. M., y Jensen, S. E. H. 2016. Promoting sustainable public finances in the European Union: The role of fiscal rules and government efficiency, *European Journal of Political Economy*, vol. 44, 1–19
- Bergoing, R., Kehoe, P. J., Kehoe, T. J., y Soto, R. 2002a. A Decade Lost and Found: Mexico and Chile in the 1980s, *Review of Economic Dynamics*, vol. 5, no. 1, 166–205
- Bergoing, R., Morandé, F., and Soto, R. 2002b. Asset Prices in Chile: Facts and Fads, in Hernández, L. and Schmidt-Hebbel, K. (eds.), *Banking, Financial Integration, and International Crises*, Santiago de Chile, Central Bank of Chile
- Berkmen, S. P., Gelos, G., Rennhack, R., y Walsh, J. P. 2012. The global financial crisis: Explaining cross-country differences in the output impact, *Journal of International Money and Finance*, vol. 31, 42–59
- Bermperoglou, D., Pappa, E., and Vella, E. 2013. 'Spending cuts and their effects on output, unemployment and the deficit' CEPR Discussion Paper no. 2013/9383
- Bernanke, B. 2002. 'Deflation: Making Sure 'it' Doesn't Happen Here', BIS Review no. 68
- Bernheim, B. D. 1987. 'Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence', NBER Working Paper no. 2330.
- Berróspide, J. y Dorich, J. 2002. 'Aspectos microeconómicos de la restricción crediticia en el Perú: 1997-2000', Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú
- Berry, M. 2010. Housing Wealth and Mortgage Debt in Australia, pp. 126–46, en Smith, S. and Searle, B. (eds.), *The Blackwell companion to the economics of housing: The housing wealth of nations*, Oxford, Wiley-Blackwell
- Berry, M. y Dalton, T. 2004. Housing prices and policy dilemmas: A peculiarly Australian problem?, *Urban Policy and Research*, vol. 22, no. 1, 69–91
- Bhaduri, A. y Marglin, S. 1990. Unemployment and the real wage: the economic basis for contesting political ideologies, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 14, no. 4, 375–93
- Bhattacharya, D. y Chowdhury, T. 2003. 'Financial Sector Reforms in Bangladesh: The Next Round', CPD Occasional Paper Series no. 22
- Bi, H., Leeper, E. M., y Leith, C. 2013. Uncertain Fiscal Consolidations, *Economic Journal*, vol. 123, 31–63
- BIS. 2020. 'Long series on total credit and domestic bank credit to the private non-financial sector', disponible en

- [https://www.bis.org/statistics/totcredit/credpriv\\_doc.pdf](https://www.bis.org/statistics/totcredit/credpriv_doc.pdf). Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Bissenova, A. 2009. 'Construction Boom and Banking Crisis in Kazakhstan', The Central Asia-Caucasus Analyst, disponible en <https://www.cacianalyst.org/publications/analytical-articles/item/11850-analytical-articles-caci-analyst-2009-6-3-art-11850.html>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Biswas, B., Tribedy, G., y Saunders, P. 1992. Further analysis of the twin deficits, *Contemporary Policy Issues*, vol. 10, 104–7
- Blanchard, O. 1990. 'Suggestions for a new set of fiscal indicators' OECD Economics Department Working Paper no. 79
- Blanchard, O. 2007. Current account deficits in rich countries, *Panoeconomicus*, vol. 54, no. 2, 127–58
- Blanchard, O. y Giavazzi, F. 2004. 'Improving the SGP through a proper accounting of public investment', CEPR Discussion Paper no. 4220
- Blanchard, O. J., Griffiths, M., y Gruss, B. 2013. Boom, bust, recovery: Forensics of the Latvia crisis, *Brookings Papers on Economic Activity*, 325–88
- Blanchard, O. J. y Leigh, D. 2013. Growth forecast errors and fiscal multipliers, *American Economic Review*, vol. 103, no. 3, 117–20
- Blanchard, O. y Perotti, R. 2002. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, 1329–68
- Blanchard, O. y Portugal, P. 2017. Boom, slump, sudden stops, recovery, and policy options. Portugal and the Euro, *Portuguese Economic Journal*, vol. 16, no. 3, 149–68
- Bletzinger, T. y Lalik, M. 2017. 'The impact of constrained monetary policy on the fiscal multipliers on output and inflation', European Central Bank Working Paper Series 2019
- Blinder, A. S. y Solow, R. M. 1973. Does fiscal policy matter?, *Journal of Public Economics*, vol. 2, no. 4, 319–37
- Blot, C., Cochard, M., Creel, J., Ducoudré, B., Schweisguth, D., y Timbeau, X. 2014. Fiscal consolidation in times of crisis: Is the sooner really the better?, *Revue de l'OFCE*, vol. 132, no. 1, 159–92
- Bluedorn, J. y Leigh, D. 2011. Revisiting the twin deficits hypothesis: The effect of fiscal consolidation on the current account, *IMF Economic Review*, vol. 59, 582–602
- BNM. 1999a. 'Annual Report of the Board of Directors for the Year Ended 31 December 1999', Bank Negara Malaysia Press Release, disponible en [https://www.bnm.gov.my/index.php?ch=en\\_press&pg=en\\_press&ac=1316&lang=en](https://www.bnm.gov.my/index.php?ch=en_press&pg=en_press&ac=1316&lang=en). Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- BNM. 1999b. 'The Central Bank and the Financial System in Malaysia: A decade of Change 1989-1999', Bank Negara Malaysia Press Release, disponible en [https://www.bnm.gov.my/index.php?ch=en\\_press&pg=en\\_press&ac=1337&lang=en](https://www.bnm.gov.my/index.php?ch=en_press&pg=en_press&ac=1337&lang=en). Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Böckerman, P. y Kiander, J. 2002. Labour Markets in Finland during the Great Depressions of the Twentieth Century, *Scandinavian Economic History Review*, vol. L, no. 2, 55–70
- Bohle, D. y Greskovits, B. 2007. Neoliberalism, embedded neoliberalism and neocorporatism: Towards transnational capitalism in Central-Eastern Europe, *West European Politics*, vol. 30, no. 3, 443–66

- Bohr, A. 2009. 'Kazakhstan: End of the Banking Boom', REP Programme Paper no. 01
- Boissay, F., Calvo-Gonzalez, O., y Koźluk, T. 2006. Is lending in central and Eastern Europe developing too fast?, en Liebscher, K., Christl, J., Mooslechner, P., y Ritzberger-Grünwald, D. (eds.), *Financial Development, Integration and Stability*, Edward Elgar Publishing
- Bolbol, A. A., Fatheldin, A., y Omran, M. M. 2005. Financial development, structure, and economic growth: The case of Egypt, 1974-2002, *Research in International Business and Finance*, vol. 19, 171–94
- Bole, V., Prašnikar, J., y Trobec, D. 2013. The debt buildup process: Bosnia and Herzegovina – Republic of Srpska versus other European countries // Процес стварања дуга: Босна и Херцеговина – Република Српска у односу на остале европске земље, *Acta Economica*, vol. 21, no. 18, 33–49
- Bollard, A., Hunt, C., y Hodgetts, B. 2011. 'The role of banks in the economy - improving the performance of the New Zealand banking system after the global financial crisis', discurso dado en la reunión anual de la asociación de accionistas de Nueva Zelanda en Tauranga
- Bom, P. R. D. y Ligthart, J. E. 2014. Public infrastructure investment, output dynamics, and balanced budget fiscal rules, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 40, 334–54
- Bond, P. 2009. 'World Economic Crisis: Implications for South Africa', Harold Wolpe Memorial Lecture
- Bonin, J. P., Hasan, I., y Wachtel, P. 2005. Privatization matters: Bank efficiency in transition countries, *Journal of Banking and Finance*, vol. 29, nos. 8–9, 2155–78
- Boone, L. y Girouard, N. 2002. 'The Stock Market, the Housing Market and Consumer Behaviour', OECD Economic Studies no. 35
- Bordo, M., Hargreaves, D., y Kida, M. 2011. Global shocks, economic growth and financial crises: 120 years of New Zealand experience, *Financial History Review*, vol. 18, no. 3, 331–55
- Borio, C. E. V. y Lowe, P. W. 2002. 'Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus', BIS Working Paper no. 114
- Borisova, D. 2013. 'Does Trade Matter for Economic Growth? Empirical Evidence from the Scandinavian Countries', Lund University Libraries
- Bosnjak, A., Hassan, A., y James, K. 2017. Analysis of the Banking Sector Performance in Bosnia and Herzegovina, Montenegro and Serbia Before and After the Global Financial Crisis, *Economics*, vol. 5, no. 2
- Bostic, R., Gabriel, S., y Painter, G. 2009. Housing wealth, financial wealth, and consumption: New evidence from micro data, *Regional Science and Urban Economics*, vol. 39, no. 1, 79–89
- Botta, A. y Tori, D. 2018. The theoretical and empirical fragilities of the expansionary austerity theory, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 41, no. 3, 364–98
- Bouakez, H. y Rebei, N. 2007. Why does private consumption rise after a government spending shock?, *Canadian Journal of Economics*, vol. 40, 954–79
- Boucher, S. R., Barham, B. L., y Carter, M. R. 2005. The impact of 'market-friendly' reforms on credit and land markets in Honduras and Nicaragua, *World Development*, vol. 33, no. 1, 107–28
- Boussard, J., de Castro, F., y Salto, M. 2013. 'Fiscal Multipliers and Public Debt Dynamics in Consolidations', European Economy-Economic Papers 2008-2015 no. 460
- Bouthevillain, C., Caruana, J., Checherita, C., Cunha, J., Gordo, E., Haroutunian, S., Hubic, A., Langenus, G., Manzke, B., Pérez, J. J., y Tommasino, P. 2009. Pros

- and Cons of various fiscal measures to stimulate the economy, *Banco de España Economic Bulletin*, 125–44
- Boyer, R. 2012. The four fallacies of contemporary austerity policies: The lost Keynesian legacy, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 36, no. 1, 283–312
- Bradford DeLong, J. y Summers, L. H. 2012. Fiscal policy in a depressed economy, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 43, no. 1, 233–97
- Braun, R. A. y McGrattan, E. R. 1993. The Macroeconomics of War and Peace, pp. 197–247, en Fischer, S. y Blanchard (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, MIT Press
- Brenton, S. y Pierre, J. 2017. Budget surplus goal experiments in Australia and Sweden, *New Political Economy*, vol. 22, no. 5, 557–72
- Bricongne, J.-C., Turrini, A., y Mata Garcia, N. M. 2019. 'Macroeconomic Imbalance Procedure: Economic Reforms and Policy Progress in the European Union' LIEPP Working Paper no. 87
- Brissimis, S. N., Hondroyiannis, G., Papazoglou, C., Tsaveas, N. T., y Vasardani, M. A. 2010. 'Current account determinants and external sustainability in periods of structural change', ECB Working Paper Series no. 1243
- Brixiova, Z., Vartia, L., y Woergötter, A. 2009. 'Capital Inflows, Household Debt and the Boom Bust Cycle in Estonia', William Davidson Institute Working Paper no. 965
- Brixiova, Z., Vartia, L., y Wörgötter, A. 2010. Capital flows and the boom-bust cycle: The case of Estonia, *Economic Systems*, vol. 34, 55–72
- Broner, F., Clancy, D., Martin, A., y Erce, A. 2018. 'Fiscal Multipliers and Foreign Holdings of Public Debt', European Stability Mechanism Working Paper no. 30
- Broner, F., Erce, A., Martin, A., y Ventura, J. 2014. Sovereign debt markets in turbulent times: Creditor discrimination and crowding-out effects, *Journal of Monetary Economics*, vol. 61, no. C, 114–42
- Brown, S., Demetriou, D., y Theodossiou, P. 2018. Banking Crisis in Cyprus: Causes, Consequences and Recent Developments, *Multinational Finance Journal*, vol. 22, no. 1/2, 63–118
- Buchanan, J. M. 1976. Barro on the Ricardian Equivalence Theorem, *Journal of Political Economy*, vol. 84, 337–42
- Buendía, L. 2018. A perfect storm in a sunny economy: a political economy approach to the crisis in Spain, *Socio-Economic Review*, vol. 0, no. 0, 1–20
- Bugaric, B. y Kuhelj, A. 2015. Slovenia in crisis: A tale of unfinished democratization in East-Central Europe, *Communist and Post-Communist Studies*, vol. 48, 273–79
- Buiter, W. H. 1977. 'Crowding out' and the effectiveness of fiscal policy, *Journal of Public Economics*, vol. 7, no. 3, 309–28
- Burgert, M. y Wieland, V. 2013. 'The role of tax policy in fiscal consolidation: insights from macroeconomic modelling', European Commission Economic Papers no. 502.
- Burnside, C., Eichenbaum, M., y Fisher, J. D. M. 2000. 'Assessing the Effects of Fiscal Shocks', NBER Working Paper no. 7459
- Burriel, P., de Castro, F., Garrote, D., Gordo, E., Paredes, J., y Pérez, J. J. 2010. Fiscal Policy Shocks in the Euro Area and the US: An Empirical Assessment, *Fiscal Studies*, vol. 31, no. 2, 251–85
- Bussière, M., Fratzscher, M., y Müller, G. J. 2010. Productivity shocks, budget deficits and the current account, *Journal of International Money and Finance*, vol. 29, no. 8, 1562–79
- de Bustillo, R. M. 2013. Questioning the myth of expansionary austerity: European

- macroeconomic policy during the crisis and its aftermath, pp. 134–54, en Bilbao-Uvillos, J. (ed.), *The Economic Crisis and Governance in the European Union: A Critical Assessment*, New York, Routledge
- Buti, M. 1998. Fiscal discipline and flexibility in EMU: the implementation of the Stability and Growth Pact, *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 14, no. 3, 81–97
- Buxbaum, A. 2015. Perspectives for social progress. Social investments have multiple benefits., *Arbeiterkammer Wien.*, vol. 16
- Büyükkarabacak, B. y Valev, N. T. 2010. The role of household and business credit in banking crises, *Journal of Banking and Finance*, vol. 34, no. 6, 1247–56
- Byrne, S. y O'Brien, M. 2015. The Changing Nature of Irish Exports: Context, Causes and Consequences, *Central Bank of Ireland Quarterly Bulletin Articles* vol. 2, 58–72
- Caballero, R. J., Cowan, K., y Kearns, J. 2005. Fear of Sudden Stops: Lessons From Australia and Chile 1, *The Journal of Policy Reform*, vol. 8, no. 4, 313–54
- Caldara, D. y Kamps, C. 2008. 'What are the effects of fiscal policy shocks? a VAR-based comparative analysis', ECB Working Paper Series no. 877
- Callegari, G., Melina, G., y Batini, N. 2012. 'Successful Austerity in the United States, Europe and Japan', IMF Working Papers no. 12/190
- Callen, T. S. y Lomax, J. W. 1990. The development of the building societies sector in the 1980s, *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol. 30, no. 4, 503–10
- Calvo, G. A. 1998. Capital Flows and Capital-Market Crises, *Journal of Applied Economics*, vol. 1, 35–54
- Calvo, G. A. y Talvi, E. 2005. 'Sudden Stop, Financial Factors, and Economic Collapse in Latin America: Learning from Argentina and Chile', NBER Working Paper no. 11153
- Camdessus, M. 1995. 'Drawing Lessons from the Mexican Crisis: Preventing and Resolving Financial Crises--the Role of the IMF', IMF Articles, disponible en <https://www.imf.org/en/News/Articles/2015/09/28/04/53/spmds9508>. Último acceso el 15 de octubre de 2020
- Caprio, G. y Cull, R. 'Bank Privatization and Regulation for Egypt', ECES Distinguished Lecture Series no. 15
- Caprio, G. y Klingebiel, D. 2022. Episodes of Systemic and Border line Banking Crises, pp. 31–49, en Klingebiel, D. y Laeven, L. (eds.), *Managing the Real and Fiscal Effects of Banking Crises*, World Bank
- Carbonnier, C., Palier, B., y Zemmour, M. 2016. Tax cuts or social investment? Evaluating the opportunity cost of French employment strategy, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 40, no. 6, 1687–1705
- Card, D. 2001. Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems, *Econometrica*, vol. 69, no. 5, 1127–60
- Cardia, E. 1997. Replicating Ricardian Equivalence Tests with Simulated Series, *American Economic Review*, vol. 87, no. 1, 65–79
- Carew, E. 1987. *New Zealand Monetary Revolution*, Wellington, Allen & Urwin
- Carey, D. 2009. 'Iceland: The Financial and Economic Crisis', OECD Working Papers no. 725
- Carrel, R. 2007. 'Political economy of crisis and reform in Ecuador, 2000-2005', PhD Thesis, University of Oxford
- Carrillo, J. A. y Poilly, C. 2013. How do financial frictions affect the spending multiplier during a liquidity trap?, *Review of Economic Dynamics*, vol. 16, 296–311

- Carstensen, M. B. 2013. Projecting from a Fiction: The Case of Denmark and the Financial Crisis, *New Political Economy*, vol. 18, no. 4, 555–78
- Casale, A., Giovannini, A., Gros, A., Ivan, P., Núñez-Ferrer, J., y Pierce, F. 2012. 'The Implications for the EU and National Budgets of the Use of EU Instruments for Macro-Financial Stability', CEPS Special Report, September
- Cashin, S. M. y McGrath, G. 2006. Establishing a modern cadastral system within a transition country: Consequences for the Republic of Moldova, *Land Use Policy*, vol. 23, no. 4, 629–42
- De Castro, F. 2005. 'Una evaluación macroeconómica de la política fiscal en España', Estudios Económicos del Banco de España no. 76.
- Cavallo, M. 2005. 'Government Employment Expenditure and the Effects of Fiscal Policy Shocks', Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series no. 16
- Caverzasi, E. y Godin, A. 2015. Post-Keynesian stock-flow-consistent modelling: a survey, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 39, no. 1, 157–87
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S., y Zampolli, F. 2011. 'The real effects of debt, September 2011', Bank for International Settlement Working Paper no. 352
- Central Bank of Iceland. 2011. Financial Stability Reports 2006–8, pp. 54–73, en Aliber, R. Z. y Zoega, G. (eds.), *Preludes to the Icelandic Financial Crisis*, New York, Palgrave Macmillan
- Chacra, M. 2002. 'Oil-Price Shocks and Retail Energy Prices in Canada', Bank of Canada Working Paper no. 38
- Chalk, N. A. y Tanzi, V. 2002. Impact of large public debt on growth in the EU: A discussion of potential channels, pp. 186–211, en Buti, M., von Hagen, J., y Mongay, C. (eds.), *The behaviour of fiscal authorities: Stabilization, growth and institutions*, London, Palgrave
- Chandararot, K., Sina, S., y Dannet, L. 2009. 'Rapid assessment of the impact of the financial crisis in Cambodia', ILO Asia-Pacific Working Paper Series, March
- Chanduví, J. S. 1998. '¿Crisis real o crisis de expectativas? El empleo en el Perú antes y después de las reformas estructurales', Grupo de Análisis paa el Desarrollo Documento de trabajo no. 25
- Chang, J. C. y Hsu, Z. 2009. 'Causality relationships between the twin deficits in the regional economy', Department of Economics of National Chi Nan University China Working Paper
- Chang, M. y Leblond, P. 2015. All in: Market expectations of eurozone integrity in the sovereign debt crisis, *Review of International Political Economy*, vol. 22, no. 3, 625–55
- Chang, H. J., Park, H. J., y Yoo, C. G. 1998. Interpreting the Korean crisis: Financial liberalisation, industrial policy and corporate governance, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 22, 735–46
- Checherita-Westphal, C. y Rother, P. 2012. The impact of high government debt on economic growth and its channels: An empirical investigation for the euro area, *European Economic Review*, vol. 56, 1392–1405
- Checherita-Westphal, C. y Žďárek, V. 2017. 'Fiscal reaction function and fiscal fatigue: evidence for the euro area', ECB Working Paper no. 2036
- Chen, K. C. y Chivakul, M. 2008. 'What Drives Household Borrowing and Credit Constraints? Evidence From Bosnia and Herzegovina', IMF Working Papers no. 202
- Chen, S. y Lu, Y. 2016. Does Balance Sheet Strength Drive the Investment Cycle? Evidence from Pre- and Post-Crisis Cyprus, *Cyprus Economic Policy Review*, vol.



- 12, no. 1, 3–27
- Chen, G., Rasmussen, S., y Reille, X. 2010. 'Growth and Vulnerabilities in Microfinance', CGAP Focus Note no. 61
- Cheong, Y. R., Jeong, K. Y., y Park, Y. 1998. The Korean financial crisis: Causes, impact on FDI, and implications for central Asia, *Global Economic Review*, vol. 27, no. 2, 37–58
- Cherif, R. y Hasanov, F. 2018. 'Public debt dynamics: the effects of austerity, inflation, and growth shocks', IMF Working Paper no. 230.
- Chiang, C. y Prescott, S. 2010. The financial crisis in New Zealand: an inconvenient truth, en *The 2010 Auckland Region Accounting Conference*, Manukau Institute of Technology
- Chick, V. y Pettifor, A. 2011. 'The economic consequences of Mr Osborne. Fiscal consolidation: lessons from a century of UK', PRIME (Policy Research in Macroeconomics) Macroeconomic Statistics Report
- Chinn, M. D. y Ito, H. 2007. Current account balances, financial development and institutions: Assaying the world 'saving glut', *Journal of International Money and Finance*, vol. 26, no. 4, 546–69
- Chinn, M. D. y Prasad, E. S. 2003. Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: An empirical exploration, *Journal of International Economics*, vol. 59, 47–76
- Chislett, W. 2013. *Spain: What Everyone Needs to Know*, Oxford, Oxford University Press
- Chowdhury, A. R. 'The Impact of Financial Reform on Private Savings in Bangladesh', WIDER Discussion Papers no. 78
- Christiano, L. J. y Eichenbaum, M. 1992. Current Real Business Cycle Theory and Aggregate Labor Market Fluctuations, *American Economic Review*, vol. 82, 430–50
- Christiano, L., Eichenbaum, M., y Rebelo, S. 2011. When is the government spending multiplier large?, *Journal of Political Economy*, vol. 119, no. 1, 78–121
- Christiano, L. J. y Todd, R. M. 1996. Time to Plan and Aggregate Fluctuations, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14–27
- Christiansen, L. 2011. Iceland: Geyser Crisis, pp. 89–106, en Aliber, R. Z. y Zoega, G. (eds.), *Preludes to the Icelandic Financial Crisis*, New York, Palgrave Macmillan
- Christodoulakis, N. 2013. From Grexit to Growth: On Fiscal Multipliers and how to End Recession in Greece, *National Institute Economic Review*, vol. 224, no. 1, 66
- Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H., y Raissi, M. 2017. Is there a debt-threshold effect on output growth?, *Review of Economics and Statistics*, vol. 99, no. 1, 135–50
- Ciobanu, C. 2010. The global financial crisis: emerging markets' prospects for economic recovery and democratic transformations (the case of the republic of Moldova), *Cogito - Multidisciplinary research Journal*, no. 1, 136–54
- Cirman, A. 2006. Housing tenure preferences in the post-privatisation period: The case of Slovenia, *Housing Studies*, vol. 21, no. 1, 113–34
- Clapham, E., Hyytinen, A., y Takala, K. 2002. 'Household Wealth, Credit and Consumption: Evidence from Finland and Sweden', manuscrito
- Cleanthous-Petoussi, L., Eracleous, E., y Michail, N. A. 2017. 'Credit, House Prices and the Macroeconomy in Cyprus', Central Bank of Cyprus Working Papers no. 3
- Clerides, S. 2014. The Collapse of the Cypriot Banking System: A Bird's Eye View, *Cyprus Economic Policy Review*, vol. 8, no. 2, 3–35
- Clerides, M. y Stephanou, C. 2009. The Financial Crisis and the Banking System in

- Cyprus, *Cyprus Economic Policy Review*, vol. 3, no. 1, 27–50
- Clichici, D. y Gribincea, C. 2015. Implications of the financial crisis: on the soundness of the banking system in the Republic of Moldova, *The IEB International Journal of Finance*, vol. 10, 88–109
- Coenen, G., Erceg, C. J., Freedman, C., Furceri, D., Kumhof, M., Lalonde, R., Laxton, D., Lindé, J., Mourougane, A., Muir, D., Mursula, S., de Resende, C., Roberts, J., y Roeger, W. 2012. Effects of fiscal stimulus in structural models, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 4, no. 1, 22–68
- Coenen, G. y Straub, R. 2005. 'Does government spending crowd in private consumption? Theory and empirical evidence for the Euro area', IMF Working Paper no. 05/159
- Cogan, J. F., Cwik, T., Taylor, J. B., y Wieland, V. 2010. New Keynesian versus old Keynesian government spending multipliers, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 34, 281–295
- Collard, F., Habib, M., y Rochet, J. C. 2015. Sovereign debt sustainability in advanced economies, *Journal of the European Economic Association*, vol. 13, 381–420
- Collins, C. y Senhadji, S. A. 2002. 'Lending Booms, Real Estate Bubbles and the Asian Crisis', IMF Working Paper no. 20
- Colm, G. y Musgrave, R. A. 1960. The Theory of Public Finance: A Study in Public Economy, *The Journal of Finance*
- Comisión Europea. 2002. 'Communication from the Commission to Council and the European Parliament', Strengthening the Co-ordination of Budgetary Policies, disponible en <https://ec.europa.eu/transparency/regdoc/rep/1/2002/EN/1-2002-350-EN-F1-1.Pdf>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Comisión Europea. 2014. 'The EU's economic governance explained: 28 Mayo', disponible en <https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/eu-economic-governance-explained.pdf>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Comisión Europea. 2015. 'Adding Employment Indicators to the Scoreboard of the Macroeconomic Imbalance Procedure to Better Capture Employment and Social Developments', disponible en [https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/employment\\_indicators\\_mip\\_en.pdf](https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/employment_indicators_mip_en.pdf). Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Comisión Europea. 2016. 'The Macroeconomic Imbalance Procedure Rationale, Process, Application: A Compendium', Institutional Paper no. 39
- Comisión Europea. 2020. 'Coronavirus: la Comisión propone que se active la cláusula general de salvaguardia del marco presupuestario para responder a la pandemia', Comunicado de prensa de 20 de marzo de 2020, disponible en [https://ec.europa.eu/spain/sites/spain/files/20200323\\_covid19-commission-proposes-to-activate-general-safeguard-clause-on-budgetary-framework-to-respond-to-pandemic\\_es.pdf](https://ec.europa.eu/spain/sites/spain/files/20200323_covid19-commission-proposes-to-activate-general-safeguard-clause-on-budgetary-framework-to-respond-to-pandemic_es.pdf). Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- da Conceição-Heldt, E. 2016. Why the European Commission is not the “unexpected winner” of the Euro Crisis: A Comment on Bauer and Becker, *Journal of European Integration*, vol. 38, no. 1, 95–100
- Conesa, J. C., Kehoe, T. J., y Ruhl, K. J. 2007. 'Modeling Great Depressions: The Depression in Finland in the 1990s', NBER Working Paper no. 13591
- Consejo Europeo. 2020. 'Declaración de los ministros de Hacienda de la UE sobre el Pacto de Estabilidad y Crecimiento habida cuenta de la crisis de la COVID-19', Comunicado de prensa del 23 de marzo de 2020, disponible en <https://www.consilium.europa.eu/es/press/press-releases/2020/03/23/statement-of-eu-ministers-of-finance-on-the-stability-and-growth-pact-in-light-of-the->

- covid-19-crisis/. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Constantini, O. 2017. Political economy of the Stability and Growth Pact, *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, vol. 14, no. 3, 333–50
- Coppola, F. 2018. 'The myth of monetary sovereignty', Coppola Comment: Finance, Economic and Music, disponible en <http://www.coppolacomment.com/2018/11/the-myth-of-monetary-sovereignty.html>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Corbett, J. y Jenkinson, T. 1997. How is Investment Financed? A Study of Germany, Japan, the United Kingdom and the United States, *The Manchester School Supplement*, vol. 25, 69–93
- Corneo, G. 2005. Steuern die Steuern Unternehmensentscheidungen, pp. 15–38, en Truger, A. (ed.), *Können wir uns Steuergerechtigkeit nicht mehr leisten?*, Metropolis
- Correa, E. 2010. México, crisis económica y financiera, *Ola Financiera*, vol. 6, 86–107
- Corsetti, G., Kuester, K., Meier, A., y Müller, G. J. 2010. Debt consolidation and fiscal stabilization of deep recessions, *American Economic Review*, vol. 100, 41–45
- Corsetti, G., Kuester, K., Meier, A., y Müller, G. J. 2013. Sovereign Risk, Fiscal Policy, and Macroeconomic Stability, *Economic Journal, Royal Economic Society*, vol. 123, no. 566, 99–132
- Corsetti, G., Meier, A., y Müller, G. J. 2012. What determines government spending multipliers?, *Economic Policy*, vol. 27, no. 72, 521–65
- Corsetti, G., Pesenti, P., y Roubini, N. 1999. Paper tigers? A model of the Asian crisis, *European Economic Review*, vol. 43, no. Junio, 1211–36
- Corsetti, G. y Roubini, N. 1996. Budget deficits, public sector solvency and political biases in fiscal policy : a case study of Finland, *Finnish Economic Papers*, vol. 9, no. 1, 18–36
- Cortapaux, J. y Crevoisier, O. 2005. Increased Capital Mobility/Liquidity Repercussions at Regional Level, *European Urban and Regional Studies*, vol. 12, no. 4, 315–34
- Costa, L., Martins, N. O., y De Oliveira, F. G. 2016. Portugal's bailout and the crisis of the European Union from a capability perspective, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 40, no. 6, 1479–96
- Cottarelli, C., Hollar, I. V., y Dell'Ariccia, G. 2003. 'Early Birds, Late Risers, and Sleeping Beauties: Bank Credit Growth to the Private Sector in Central and Eastern Europe and in the Balkans', IMF Working Paper no. 03/213
- Cottarelli, C. y Jaramillo, L. 2013. 'Walking Hand in Hand: Fiscal Policy and Growth in Advanced Economies', IMF Working Papers no. 137
- Coudert, V. y Pouvelle, C. 2008. Is credit growth in central and eastern European countries excessive? Bulletin de la Banque de France Quarterly Selection of articles, vol. 13, no. Autumn, 63–102
- Cowan, K. y De Gregorio, J. 2005. 'International Borrowing , Capital Controls and the Exchange Rate: Lessons from Chile', NBER Working Paper 11382
- Craigie, R. y Munro, A. 2010. Financial sector amplification and credit cycles in New Zealand, *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, vol. 73, no. 2, 15–34
- Creel, J., Ducoudré, B., Mathieu, C., y Sterdyniak, H. 2005. Doit-on oublier la politique budgétaire? une analyse critique de la nouvelle théorie anti-keynésienne des finances publiques, *Revue de l'OFCE*, vol. 92, no. 1, 43–97
- Cull, R. y Martínez Pería, M. S. 2012. 'Bank ownership and lending patterns during the 2008-2009 financial crisis: Evidence from latin America and Eastern Europe',

- Policy Research Working Paper no. 6195
- Cwik, T. y Wieland, V. 2011. 'Keynesian government spending multipliers and spillovers in the euro area', CEPR Discussion Paper Series no. 7389
- Cypher, J. M. 1996. Mexico: Financial fragility or structural crisis?, *Journal of Economic Issues*, vol. 30, no. 2, 451–61
- Daniel, B. C. y Shiamptanis, C. 2012. Fiscal risk in a monetary union, *European Economic Review*, vol. 56, no. 6, 1289–1309
- Daniels, R. C. 2004. Financial intermediation, regulation and the formal microcredit sector in South Africa, *Development Southern Africa*, vol. 21, no. 5, 831–49
- Danielsson, J. 2009. The first casualty of the crisis: Iceland, pp. 9–14, en Felton, A. and Reinhart, C. M. (eds.), *The First Global Financial Crisis of the 21st Century. Part II June - December 2008*, London, Centre for Economic Policy Research
- Danielsson, J. y Zoega, G. 2009. 'The collapse of a country', Institute of Economic Studies Discussion Paper no. 09:03.
- Dario, P. y Stavrou, S. P. 2020. House prices and credit cycles: the case of Cyprus, *Journal of Property Investment & Finance*
- Davidson, P. 2008. Is the current financial distress caused by the subprime mortgage crisis a Minsky moment? or is it the result of attempting to securitize illiquid noncommercial mortgage loans?, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 30, no. 4, 669–76
- Davies, A. J. y Weber, G. 1991. Credit and British Consumers: Some Micro Evidence, *Fiscal Studies*, vol. 12, 61–84
- Davis, E. P. 1987a. A stock-flow consistent macro-econometric model of the UK economy—part I, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 2, no. 2, 111–132
- Davis, E. P. 1987b. A stock-flow consistent macro-econometric model of the UK economy—part II, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 2, no. 4, 259–307
- Dawid, H., Harting, P., van der Hoog, S., y Neugart, M. 2017. 'A Heterogeneous Agent Macroeconomic Model for Policy Evaluation: Improving Transparency and Reproducibility', Universität Bielefeld Working Paper in Economics and Management no. 6
- Deane, R. S., Nicholl, P. W., y Smith, R. G. 1983. *Monetary policy and the New Zealand financial system*, Wellington, Reserve Bank of New Zealand
- Dell’Ariccia, G., Igan, D., Laeven, L., y Tong, H. 2016. Credit booms and macrofinancial stability, *Economic Policy*, vol. 31, no. 86, 299–355
- Demetriaes, P. O. y Fattouh, B. A. 2001. 'Unproductive' credit and the South-Korean crisis', School of Business of University of Leicester Discussion Papers in Economics no. 2
- Demirci, I., Huang, J., y Sialm, C. 2019. 'Government debt and corporate leverage: International evidence', NBER Working Papers no. 23310.
- Denes, M., Eggertsson, G. B., y Gilbukh, S. 2013. 'Deficits, Public Debt Dynamics and Tax and Spending Multipliers', Federal Reserve Bank of New York Staff Report no. 551.
- Desbonnet, A. y Kankanamge, S. 2017. 'Public debt and aggregate risk', Documents de travail du Centre d’Économie de la Sorbonne no. 42
- Detragiache, E. y Demirgüç-Kunt, A. 1998. 'Financial Liberalization and Financial Fragility', IMF Working Paper no. 83
- Detragiache, E. y Gupta, P. 2004. 'Foreign banks in emerging market crises: Evidence from Malaysia', IMF Working Paper no.129
- Devereux, M. B., Head, A. C., y Lapham, B. J. 1996. Monopolistic Competition,

- Increasing Returns, and the Effects of Government Spending, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 282, 233–54
- Dhanani, S. y Hasnain, S. A. 2001. Indonesia: beyond shallow, export-led industrialization, pp. 132–50, en Chowdhury, A. y Islam, I. (eds.), *Beyond the Asian Crisis: pathways to Sustainable Growth*, Cheltenham, Edward Elgar
- Diamond, P. y Saez, E. 2011. The case for a progressive tax: From basic research to policy recommendations, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 25, no. 4, 165–90
- Díaz-Roldán, C. 2017. Fiscal performance in monetary unions: How much austerity should be allowed?, *Panoeconomicus*, vol. 64, no. 1, 61–76
- Dimitrova, G. 2007. Efficiency and Profitability of the Host Banking Sector, pp. 170–210, en Alzinger, W. y Petkova, I. (eds.), *Impacts of Foreign Direct Investments in Banking Sectors in South East*, Sofia, Ni Plus Publishing House
- Dineen, D., Kennedy, J., y Palcic, D. 2017. Ireland – From Good Example to Major Warning, en Bhushan, A. (ed.), *How to Prevent the Next Crisis: Lessons from Country Experiences of the Global Financial Crisis*, The North-South Institute
- Diokno, B. 2008. 'The Philippines: Fiscal behavior in recent history', University of the Philippines School of Economics Discussion Paper 804
- Dodig, N. y Herr, H. 2015. Current account imbalances in the EMU: An assessment of official policy responses, *Panoeconomicus*, vol. 62, no. 2, 193–216
- Dolado, J. J., Jenkinson, T., y Sosvilla-Rivero, S. 1990. Cointegration and unit roots, *Journal of Economic Surveys*, vol. 4, no. 3, 249–73
- Domazet, A. 2010. Bosnia and Herzegovina: society and economics in the trap of politics, pp. 59–64, en Barlett, W. y Monastiriotis (eds.), *South Eastern Europe after the economic crisis: a new dawn or back to business as usual?*, LSE Reprographics Department
- Doménech, R. y González-Páramo, J. M. 2017. 'Budgetary stability and structural reforms in Spain: lessons from the recession and options for the future', BBVA Research Working Paper no. 17/05.
- Donovan, D. y Murphy, A. E. 2013. *The Fall of the Celtic Tiger: Ireland and the Euro Debt Crisis*, Oxford, MPG Printgroup
- Dornbusch, R. 2001. 'Malaysia: was it different?', NBER Working Paper no. 8325
- Dreca, N. 2012. Evaluation of Financial Performance of Banking Sector: Evidence from Bosnia and Herzegovina, Croatia, Serbia and Slovenia, *Journal of Economic and Social Studies*, vol. 2, no. 2, 65–94
- Drevon, B. 2012. Zone euro, éclatement ou fédération, *Idées économiques et sociales*, vol. 169, no. 3, 76
- Duenwald, C., Gueorguiev, N., y Schaechter, A. 2005. 'Too much of a good thing? Credit booms in transition economies: The cases of Bulgaria, Romania and Ukraine', IMF Working Paper no. 128
- Durán, R. y Tenorio, E. 2008. *Costa Rica: sensibilidad del capital de cartera al premio e implicaciones para la política económica (1991-2007)*, San José, Banco Central de Costa Rica
- Dziobek, C. y Pazarbasioglu, C. 1997. 'Lessons from systemic bank restructuring: a survey of 24 countries', IMF Working Paper no. 97/101
- Eberhardt, M. y Presbitero, A. F. 2015. Public debt and growth: Heterogeneity and non-linearity, *Journal of International Economics*, vol. 97, 45–58
- EBRD. 2006. 'Transition Report 2005: Finance in Transition', European Bank for Reconstruction and Development
- EBRD. 2010. 'Transition Report 2010: Recovery and Reform', European Bank for

## Reconstruction and Development

- ECB. 2015. 'The state of the house price cycle in the euro area' ECB Economic Bulletin no. 6
- Edelberg, W., Eichenbaum, M., y Fisher, J. D. M. 1999. Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases, *Review of Economic Dynamics*, vol. 2, no. 1, 166–206
- Edge, R. M. 2000. 'Time-to-Build, Time-to-Plan, Habit-Persistence, and the Liquidity Effect', International Finance Discussion Paper, no. 673
- Edwards, S. 1996. Exchange-Rate Anchors, Credibility, and Inertia: A Tale of Two Crises, Chile and Mexico, *American Economic Review*, vol. 86, no. 2, 176–80
- Égert, B. 2015. 'Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality?', OECD Economics Department Working Papers no. 993
- Égert, B., Backé, P., y Zumer, T. 2006. 'Credit Growth in Central and Eastern Europe: New (Over) Shooting Stars?' Oesterreichische Nationalbank (Austrian Central Bank) Working Paper no. 852
- Égert, B. y Mihaljek, D. 2007. 'Determinants of House Prices in Central and Eastern Europe', BIS Working Papers no. 236
- Eggertsson, G. B. 2010. 'What fiscal policy is effective at zero interest rates?' NBER Macroeconomics Annual no. 25
- Eggertsson, G. B. y Krugman, P. 2012. Debt, deleveraging, and the liquidity trap: A fisher-minsky-koo approach, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 127, no. 3, 1469–1513
- Eichengreen, B. y O'Rourke, K. H. 2012. *Gauging the multiplier: lessons from history*, VoX EU
- Einarsson, B. G., Gunnlaugsson, K., Ólafsson, T. T., y Pétursson, T. G. 2016. 'The long history of financial boom-bust cycles in Iceland: Part II: Financial cycles', Central Bank of Iceland Working Paper no. 68
- El-Refaie, F. 1998. Financial Intermediation: The Efficiency of the Egyptian Banking System, en El-Erian, M. y Mohieldin, M. (eds.), *Financial Development in Emerging Markets: The Egyptian Experience*, Cairo, The Egyptian Centre for Economic Studies
- El-Shazly, A. 2001. Incentive-Based Regulations and Bank Restructuring in Egypt, *Topics in Middle Eastern and North African Economies*, vol. 3
- Elekdag, S. y Muir, D. 2014. 'Das Public Kapital: How Much Would Higher German Public Investment Help Germany and the Euro Area?', IMF Working Papers no. 14/227
- Elekdag, S. y Wu, Y. 2013. Rapid credit growth in emerging markets: Boom or boom-bust?, *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 49, no. 5, 45–62
- Eller, M., Haiss, P., y Steiner, K. 2007. How Can Financial Sector FDI Spur Growth in Emerging Europe?, pp. 30–63, en Alzinger, W. y Petkova, I. (eds.), *Impacts of Foreign Direct Investments on Banking Sectors in South East*, Sofia, Economic Policy Institute
- Ellis, L. y Lewis, E. 2001. The Response of Financial Markets in Australia and New Zealand to News about the Asian Crisis, pp. 308–48, en BIS (ed.), *International Financial Markets and the Implications for Monetary and Financial Stability*, Basel, Switzerland, Bank for International Settlements
- Ellyne, M. y Jourdan, B. M. 2015. 'Did the National Credit Act of 2005 Facilitate a Credit Boom and Bust In South Africa?', manuscrito
- Elsherif, M. A. 2015. The Determinants of Financial Development: Empirical Evidence from Egypt, *The Macrotheme Review*, vol. 43, no. 3, 69–87

- Enders, W. 2015. *Applied Econometric Time Series*, Wiley
- Enders, W. y Lee, B.-S. 1990. Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins?, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72, no. 3, 373–81
- Enders, Z., Müller, G. J., y Scholl, A. 2011. How do fiscal and technology shocks affect real exchange rates?. New evidence for the United States, *Journal of International Economics*, vol. 83, no. 1, 53–69
- Englund, P. y Vihriälä, V. 2003. 'Financial crises in developed economies: the cases of Sweden and Finland', Pellervo Economic Research Institute Working Papers no. 63
- Englund, P. y Vihriälä, V. 2009. Financial crisis in Finland and Sweden: Similar but not quite the same, en Jonung, L., Kiander, J., y Vartia, P. (eds.), *The Great Financial Crisis in Finland and Sweden: The Nordic Experience of Financial Liberalization*, Edward Elgar Publishing
- Erbenova, M., Saxegaard, M., y Liu, Y. 2011. 'Corporate and Household Debt Distress in Latvia: Strengthening the Incentives for a Market-Based Approach to Debt Resolution', IMF Working Papers no. 85
- Erceg, C. J., Guerrieri, L., y Gust, C. 2005. Expansionary fiscal shocks and the US trade deficit, *International Finance*, vol. 8, no. 3, 363–97
- Erceg, C. y Lindé, J. 2014. Is there a fiscal free lunch in a liquidity trap?, *Journal of the European Economic Association*, vol. 2, no. 1, 73–107
- Erdinç, D. 2010. Does a credit boom increase bank fragility?, *Eastern European Economics*, vol. 48, no. 3, 68–87
- Erhart, S., Becker, W., y Saisana, M. 2018. 'The macroeconomic Imbalance Procedure From the Scoreboard and Thresholds to the decisions', European Commission JRC Technical Reports
- Erixon, L. 2015. Can fiscal austerity be expansionary in present-day Europe? The lessons from Sweden, *Review of Keynesian Economics*, vol. 3, no. 4, 567–601
- Eurogrupo. 2018. 'Eurogroup statement on Greece: 22 June 2018', Comunicado de prensa disponible en <https://www.consilium.europa.eu/en/press/press-releases/2018/06/22/eurogroup-statement-on-greece-22-june-2018/>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- European Commission. 2009. 'Public Finances in EMU', European Economy no. 5
- European Commission. 2020. 'Software JDmetra+', disponible en [https://ec.europa.eu/eurostat/cros/content/software-jdemetra\\_en](https://ec.europa.eu/eurostat/cros/content/software-jdemetra_en). Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- European Commission. 2007. 'The Former Yugoslav Republic of Macedonia 2007 Progress Report', Commission Staff Working Document no. 663
- European Commission. 2009. 'The Western Balkans in Transition', Occasional Papers no. 46
- European Parliament. 2017. 'The Impact of Schemes revealed by the Panama Papers on the Economy and Finances of a Sample of Member States', Study for the PANA committee
- Evans, P. 1986. Is the dollar high because of large budget deficits?, *Journal of Monetary Economics*, vol. 18, 227–49
- Evans, L., Grimes, A., Wilkinson, B., y Teece, D. 1996. Economic Reform in New Zealand 1984-95: The Pursuit of Efficiency, *Journal of Economic Literature*, vol. 34, no. 4, 1856–1902
- Evers, M., Mooij, R., y Vuuren, D. 2008. The wage elasticity of labour supply: A synthesis of empirical estimates, *De Economist*, vol. 156, no. 1, 25–43
- Eyraud, L. y Weber, A. 2013. 'The Challenge of Debt Reduction during Fiscal

- Consolidation', IMF Working Papers no. 13/67
- Faini, R. 1994. Morocco: Reconciling Stabilization and Growth, en Easterly, W., Rodríguez, C. A., y Schmidt-Hebbel, K. (eds.), *Public Sector Deficits and Macroeconomic Performance*, Oxford University Press
- Fall, F., Fournier, J. 2015. 'Macroeconomic Uncertainties, Prudent Debt Targets and Fiscal Rules', OECD Economics Department Working Papers no. 1230
- Farhi, E. y Werning, I. 2016. Chapter 31 – Fiscal Multipliers: Liquidity Traps and Currency Unions, *Handbook of Macroeconomics*, vol. 2, 2417–92
- Fatás, A. y Mihov, I. 2001. 'The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence', CEPR Discussion Papers no. 2760
- Fatás, A. y Summers, L. H. 2018. The permanent effects of fiscal consolidations, *Journal of International Economics*, vol. 112, no. C, 238–50
- Fazzari, S. M., Morley, J., y Panovska, I. 2015. 'State-dependent effects of fiscal policy', Australian School of Business Research Paper no. 2012
- Feldmann, M. 2017. Crisis and opportunity: Varieties of capitalism and varieties of crisis responses in Estonia and Slovenia, *European Journal of Industrial Relations*, 1–14
- Feldstein, M. 1982. Government deficits and aggregate demand, *Journal of Monetary Economics*, vol. 9, no. 1, 1–20
- Fernández-de-Córdoba, G., Pérez, J. J., y Torres, J. L. 2012. 'Public and private sector wages interactions in a general equilibrium model', Banco de España Documentos de Trabajo no. 0924
- Ferreiro, J., Gálvez, C., y González, A. 2015. Fiscal policies in the European union during the crisis, *Panoeconomicus*, vol. 62, no. 2, 131–55
- Ferreiro, J., Gómez, C., y Serrano, F. 2013. Mistakes in the fiscal policy in Spain before the crisis, *Panoeconomicus*, vol. 60, no. 5, 577–92
- Festic, M. 2012. The Role of the Foreign Banks in the 5 EU Member States, *Journal of Business Economics and Management*, vol. 13, no. 1, 189–206
- Fidanoski, F., Lazarov, D., Simeonovski, K., y Sergi, B. 2017. 'Where macroeconomic and financial instability meets economic growth in Macedonia?' Financial Services Indices, Liquidity and Economic Activity no. 23
- Fielding, D. y Rewilak, J. 2015. 'Credit booms, financial fragility and banking crises', Economic Discussion Paper Series no. 1507
- Filipovic, S., Barjaktarovic, L., y Konjikusic, S. 2016. The Significance of Domestic Financing for Economic Growth in the South East European Countries, *Industrija*, vol. 44, no. 1, 113–31
- Fishback, P. y Cullen, J. A. 2013. Second World War spending and local economic activity in US counties, 1939-58, *Economic History Review*, vol. 66, no. 4, 975–92
- Fisher, I. 1933. The Debt-Deflation Theory of Great Depressions, *Econometrica*, vol. 1, no. 4, 337–57
- Fisher, E. 2015. Panamá: Un análisis económico de la coyuntura reciente, *Investigación y Pensamiento Crítico*, vol. 3, no. 1, 47–66
- Fishman, R. M. 2012. Anomalies of Spain's Economy and Economic Policy-Making, *Contributions to Political Economy*, vol. 31, 67–76
- Fitoussi, J. P. y Creel, J. 2002. *How to reform the European Central Bank?*, London, Centre for European Reform
- Flamini, V., Bologna, P., Di Vittorio, F., y Zandvakil, R. 2019. 'Credit Cycle and Capital Buffers in Central America, Panama, and the Dominican Republic', IMF Working Papers no. 39



- Flassbeck, H. y Lapavistas, C. 2013. The Systemic Crisis of the Euro - True Causes and Effective Therapies, *Rosa Luxemburg Stiftung Studien*, Advance Access published 2013
- Flodén, M. 2001. The effectiveness of government debt and transfers as insurance, *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, 81–108
- Florio, A. y Ghiani, G. 2015. 'The regime-dependent nature of twin deficits: long-run relation and short-run dynamics across boom and busts', 56th Annual Conference 96 University Parthenope, Naple, Aula A.2.5.
- Forni, L. y Giordano, R. 2003. 'Employment in the public sector', CESIFO Working Paper no. 1085
- Forni, L., Monteforte, L., y Sessa, L. 2009. The general equilibrium effects of fiscal policy: Estimates for the Euro area, *Journal of Public Economics*, vol. 93, 559–85
- Forni, L. y Novta, N. 2014. 'Public Employment and Compensation Reform During Times of Fiscal Consolidation', IMF Working Papers no. 14/192
- Fountas, S. 2000. Some evidence on the export-led growth hypothesis for Ireland, *Applied Economics Letters*, vol. 7, no. 4, 211–14
- Fountas, S. y Tsoukis, C. 2004. 'Twin Deficits, Real Interest Rates, and International Capital Mobility', Department of Economics of National University of Ireland Working Paper no. 49
- Frangakis, M. 2015. Public debt crisis, austerity and deflation: The case of Greece, *Review of Keynesian Economics*, vol. 3, no. 3, 295–313
- Frank, C. 1999. 'Canadians' Savings Rate Lowest in Three Decades', Working Paper September no. 18
- Frayne, C., Jaffee, E., y Riso, S. 2013. 'Building a strengthened fiscal framework in the European Union: a guide to the Stability and Growth Pact', European Commission Occasional Paper no. 150
- Freedman, C., Laxton, D., Kumhof, M., y Lee, J. 2009. 'The Case for Global Fiscal Stimulus', IMF Staff Position Notes no. 09/03
- Freystätter, H. 2011. 'Financial Factors in the Boom-Bust Episode in Finland in the Late 1980s and Early 1990s', Bank of Finland Research Discussion Papers no. 1
- Friedman, M. 1957. *A Theory of the Consumption*, Princeton, Princeton University Press
- Friedman, B. M. 1978. Crowding Out or Crowding In? Economic Consequences of Financing Government Deficits, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 3, 593–654
- Fromlet, H. 2012. Predictability of financial crises: Lessons from Sweden for other countries, *Business Economics*, vol. 47, 262–72
- Fu, Y. 2000. 'Hong Kong: Overcoming Financial Risks of Growing Real Estate Credit', manuscrito
- Funke, N., Kißmer, F., y Wagner, H. 2006. International lessons for the property price boom in South Africa, *South African Journal of Economics*, vol. 74, no. 2, 205–14
- Furceri, D., Guichard, S., y Rusticelli, E. 2012. The effect of episodes of large capital inflows on domestic credit, *North American Journal of Economics and Finance*, vol. 23, no. 3, 325–44
- Galbraith, J. K. 2012. Who Are These Economists, Anyway?, pp. 63–75, en Papadimitriou, D. B. y Zezza, G. (eds.), *Contributions in Stock-flow Modeling*, Palgrave MacMillan
- Galí, J., López-Salido, J. D., y Vallés, J. 2007. Understanding the effects of government spending on consumption, *Journal of the European Economic Association*, vol. 5,

no. 1, 227–70

- Gallagher, P. J. 2018. 'Financialisation and the Politics of Growth in Denmark and Ireland', PhD Thesis, Maynooth University
- Gallardo, J. L., Moreno-Brid, J. C., y Anyul, M. P. 2006. Financial fragility and financial crisis in Mexico, *Metroeconomica*, vol. 57, no. 3, 365–88
- Gandásegui, M. A. 1999. The 1998 referendum in Panama: A popular vote against neoliberalism, *Latin American Perspectives*, vol. 26, no. 2, 159–68
- Ganic, M. 2014. Bank Specific Determinants of Credit Risk - An Empirical Study on the Banking Sector of Bosnia and Herzegovina, *International Journal of Economic Practices and Theories*, vol. 4, no. 4, 428–36
- García-Navarro, L. 2007. 'Panama's Exploding Economy Attracts Investors', NPR Stories, disponible en <https://www.npr.org/templates/story/story.php?storyId=12043703&t=1602945838965>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- García, A. A. y Bengoechea, G. G. 2018. The macroeconomic imbalance procedure: A useful tool for predicting sovereign crises?, *Estudios de Economía*, vol. 45, no. 1, 79–111
- García Montalvo, J. 2007. Algunas consideraciones sobre el problema de la vivienda en España, *Papeles de economía española*, vol. 113, 138–55
- García Mora, A., Hervás, G., y Romero, M. 2007. El sistema financiero español ante la crisis crediticia internacional, *Ekonomiaz: Revista vasca de economía*, vol. 66, no. 3, 92–125
- Garratt, A., Emerson, M., Gros, D., y Italianer, A. 1993. One Market, One Money: An Evaluation of the Potential Benefits and Costs of Forming an Economic and Monetary Union, *The Economic Journal*, vol. 103, no. 418, 748–50
- Garzón, E., Medialdea, B., y Sanabria, A. 2018. The Spanish financial sector: debt crisis and bailout, pp. 77–97, en Buendía, L. y Molero, R., *The Political Economy of Spain: From Miracle to Mirage*, Routledge
- Gavilán, A., de Cos, P. H., Jimeno, J. F., y Rojas, J. A. 2012. 'Fiscal Policy, Structural Reforms and External Imbalances: A Quantitative Evaluation for Spain', Banco de España Documentos de Trabajo no. 1107
- Gayssset, I., Lagoarde-Segot, T., y Neaime, S. 2019. Twin deficits and fiscal spillovers in the EMU's periphery. A Keynesian perspective, *Economic Modelling*, vol. 76, 101–16
- Gechert, S. 2015. What fiscal policy is most effective? A meta-regression analysis, *Oxford Economic Papers*, vol. 67, no. 3, 553–80
- Gechert, S. y Rannenberg, A. 2014. 'Are Fiscal Multipliers Regime-Dependent? A Meta Regression Analysis', IMK Working Paper no. 139/2014
- Gerdrup, K. R. 2007. 'Three Episodes of Financial Fragility in Norway Since the 1890s', BIS Working Paper no. 142
- Gerlach, S. y Peng, W. 2005. Bank lending and property prices in Hong Kong, *Journal of Banking and Finance*, vol. 29, 461–81
- Geršl, A. y Seidler, J. 2015. Countercyclical Capital Buffers and Credit-to-GDP Gaps: Simulation for Central, Eastern, and Southeastern Europe, *Eastern European Economics*, vol. 53, 439–65
- Ghosh, A. R., Kim, J. I., Mendoza, E. G., Ostry, J. D., y Qureshi, M. S. 2013. Fiscal Fatigue, Fiscal Space and Debt Sustainability in Advanced Economies, *Economic Journal*, vol. 123, 4–30
- Giavazzi, F., Jappelli, T., y Pagano, M. 2000. Searching for non-linear effects of fiscal policy: Evidence from industrial and developing countries, *European Economic*

- Review*, vol. 44, no. 7, 1259–89
- Giavazzi, F. y Pagano, M. 1990. Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries, *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 5, 75–111
- Giavazzi, F. y Pagano, M. 1996. Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience, *Swedish Economic Policy Review*, vol. 3, no. 1, 75–111
- Gil-Díaz, F. y Carstens, A. 1996. One Year of Solitude: Some Pilgrim Tales about Mexico's 1994-1995 Crisis, *American Economic Review*, vol. 86, no. 2, 164–69
- Giudice, G., Turrini, A., y In't Veld, J. 2003. 'Can fiscal consolidations be expansionary in the EU? Ex-post evidence and ex-ante analysis', Economic Papers European Commission Economic Papers no. 195
- Giuliodori, M. y Beetsma, R. 2005. What are the trade spill-overs from fiscal shocks in Europe? An empirical analysis, *De Economist*, vol. 153, 167-97
- Glötzl, F. y Rezai, A. 2018. A sectoral net lending perspective on Europe, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 42, 779–95
- GOB. 2000. 'Bangladesh Economic Survey' Finance Division, Ministry of Finance of Bangladesh
- Godar, S., Paetz, C., y Truger, A. 2015. 'Progressive tax reform in OECD countries: perspectives and obstacles', Global Labour University Working Paper no. 27
- Godley, W. 1999. 'Seven Unsustainable Processes: Medium-Term Prospects and Policies for the United States and the World', The Jerome Levy Economics Institute of Bard College Special Report
- Godley, W. y Cripps, F. 1983. *Macroeconomics*, Oxford
- Godley, W. y Lavoie, M. 2007. *Monetary Economics: An Integrated Approach to Credit, Money, Income, Production and Wealth*, London
- Godley, W. y McCarthy, G. 1998. Fiscal Policy Will Matter, *Challenge*, vol. 41, no. 1, 38–54
- Godley, W. y Wray, L. R. 2000. Is Goldilocks Doomed?, *Journal of Economic Issues*, vol. 34, no. 1, 201–6
- Goerlich, D. y Luecke, M. 2011. International Labour Migration, Remittances and Economic Development in Moldova, pp. 57–76, en Kaneff, D. y Pine, F. (eds.), *Global Connections and Emerging Inequalities in Europe*, London, Anthem Press
- Goetz, A. M. y Gupta, R. Sen. 1996. Who takes the credit? Gender, power, and control over loan use in rural credit programs in Bangladesh, *World Development*, vol. 24, no. 1, 45–63
- Goldstein, M. 1998. *The Asian Financial Crisis: Causes, Cures, and Systemic Implications*, Washington D.C., Institute for International Economics
- Golob, K., Bastic, M., y Psunder, I. 2012. Analysis of Impact Factors on the Real Estate Market: Case Slovenia, *Engineering Economics*, vol. 23, no. 4, 357–67
- Golosov, M., Tsyvinski, A., y Werning, I. 2006. New dynamic public finance: A user's guide, *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 21, 317–88
- Gonzales de Olarte, E. 1998. *El Neoliberalismo a la Peruana*, Instituto de Estudios Peruanos
- González-Hermosillo, B., Pazarbaşıoğlu, C., y Billings, R. 1997. 'Determinants of Banking System Fragility: A Case Study of Mexico', IMF Staff Papers no. 44
- González-Tablas, Á. M. 2007. *Economía política mundial*, Madrid, Ariel
- Goodhart, C. y Hofmann, B. 2003. 'Deflation, credit, and asset prices', Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper no. 13
- Górnicka, L., Kamps, C., Köster, G., y Leiner-Killinger, N. 2018. 'Learning about fiscal

- multipliers during the European sovereign debt crisis: evidence from a quasi-natural experiment', European Central Bank Working Paper Series no. 2154
- Gorodnichenko, Y., Mendoza, E. G., y Tesar, L. L. 2012. The finnish great depression: From Russia with love, *American Economic Review*, vol. 102, no. 4, 1619–43
- Gourinchas, P.-O., Valdes, R. O., Rodrigo O., y Landerretche, O. 2001. Lending Booms: Latin America and the World, *Economía Journal*, vol. Spring 20, 47–100
- Gourinchas, P.-O., Valdés, R., y Landerretche, O. 1999. 'Lending Booms: Some Stylized Facts', IMF Seminar Series
- Granger, C. W. J. y Weiss, A. A. 1983. Time Series Analysis of Error-Correction Models, pp. 255–78, en Karlin, S., Amemiya, T., y Goodman, A. (eds.), *Studies in Econometrics: Time Series and Multivariate Statistics*, New York, Academic Press
- Greenwood-Nimmo, M. 2014. Inflation targeting monetary and fiscal policies in a two-country stock-flow-consistent model, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 38, no. 4, 839–867
- Grieco, J. M. 1995. The Maastricht Treaty, Economic and Monetary Union and the neo-realist research programme, *Review of International Studies*, vol. 21, no. 1, 21–40
- Griffith-Jones, S. 1996. La crisis del peso mexicano, *Revista CEPAL*, vol. 60, 151–70
- Gros, D. y Maurer, R. 2012. Can austerity be self-defeating?, *Intereconomics*, vol. 47, no. 3, 177–84
- Guajardo, J., Leigh, D., y Pescatori, A. 2014. 'Expansionary austerity? New International evidence', IMF Working Paper no. 11/158
- Guardiancich, I. 2012a. The case of Slovenia, pp. 95–131, en Guardiancich, I. (ed.), *Recovering from the crisis through social dialogue in the new EU Member States: the case of Bulgaria, the Czech Republic, Poland and Slovenia*, International Labor Organization
- Guardiancich, I. 2012b. The uncertain future of Slovenian exceptionalism, *East European Politics and Societies*, vol. 26, no. 2, 380–99
- Guarín, A., González, A., Skandalis, D., y Sánchez, D. 2014. An Early Warning Model for Predicting Credit Booms Using Macroeconomic Aggregates, *Ensayos sobre Política Económica*, vol. 32, no. 73, 77–86
- Guimber, S. 2010. 'Cambodia 1998-2008: An Espisody of Rapid Growth', Policy Research Working Paper no. 5271
- Gunther, J. W., Moore, R. R., y Short, G. D. 1996. Mexican banks and the 1994 peso crisis: The importance of initial conditions, *North American Journal of Economics and Finance*, vol. 7, no. 2, 125–33
- Guo, K. and Stepanyan, V. 2011. 'Determinants of Bank Credit in Emerging Market Economies', IMF Working Papers no. 51
- von Hagen, J. 2002. Fiscal rules, fiscal institutions, and fiscal performance, *The Economic and Social Review*, vol. 33, no. 3, 263–84
- Von Hagen, J., Hallett, A., y Strauch, R. 2001. 'Budgetary consolidation in EMU', Centre for Economic Policy Research Economic Paper no. 148.
- von Hagen, J. y Siedschlag, I. 2008. Managing capital flows: Experiences from Central and Eastern Europe, pp. 192–213, en Kawai, M. y Lamberte, Mario, B. (eds.), *Managing Capital Flows in Asia: Search for a Framework*, Cheltenham y Northampton, Edward Elgar
- von Hagen, J. y Wolff, G. B. 2006. What do deficits tell us about debt? Empirical evidence on creative accounting with fiscal rules in the EU, *Journal of Banking and Finance*, vol. 30, 3259–79

- Haggard, S. y MacIntyre, A. 1999. 'The Politics of Moral Hazard: The Origins of Financial Crisis in Indonesia, Korea and Thailand', The International Centre for the Study of East Asian Development Working Paper no. 14
- Haiss, P. R. y Ziegler, A. 2011. 'Transition Results and Perspectives of (Un)Healthy Credit Growth in Central, Eastern and South-Eastern Europe', Proceedings of the 19th Annual Conference on Marketing and Business Strategies for CEE, December 2011, Vienna
- Hakim, S. y Neaime, S. 2017. 'Performance & Credit Risk in Banking: a Comparative Study for Egypt and Lebanon', ERF Working Paper no. 0137
- Hall, R. E. 1980. Labor supply and aggregate fluctuations, *Carnegie-Rochester Confer. Series on Public Policy*, vol. 12, 7–33
- Hall, R. E. 2009. By How Much Does GDP Rise If the Government Buys More Output?, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, 183–231
- Halldorsson, O. y Zoega, G. 2010. *Iceland's Financial Crisis in an International Perspective*, Reykjavik, Institute of Economic Studies
- Hansen, N. H. y Sulla, O. 2013. El crecimiento del crédito en América Latina: ¿Desarrollo financiero o boom crediticio?, *Revista Estudios Económicos*, vol. 25, 51–80
- Hansen, M. y Vanags, A. 2007. 'Inflation in Latvia: Causes, Prospects and Consequences', BICEPS Occasional Papers no. 2
- Harrigan, J. R. y El-Said, H. 2010. The Economic Impact of IMF and World Bank Programs in the Middle East and North Africa: A Case Study of Jordan, Egypt, Morocco and Tunisia, 1983 - 2004, *Review of Middle East Economics and Finance*, vol. 6, no. 2
- Harrison, B. y Moore, W. 2010. Non-Linear Stock Market Co-Movement in Central and East European Countries, pp. 119–38, en Matousek, R. (ed.), *Money, Banking and Financial Markets in Central and Eastern Europe*, Hampshire, Palgrave Macmillan
- Hatchondo, J. C., Roch, F., y Martinez, L. 2012. 'Fiscal Rules and the Sovereign Default Premium', IMF Working Paper no. 12–01
- Hatzius, J. 2003. The Private Sector Deficit Meets the GSFCI: A Financial Balances Model of the US Economy, *Goldman Sachs. Global Economic paper*, vol. 98
- Hayek, F. A. 1929. *Monetary Theory and the Trade Cycle.*, London, Jonathan Cape
- Hebous, S. y Zimmermann, T. 2012. 'Cross-Border Effects of Fiscal Consolidations: Estimates Based on Narrative Records', CESIFO Working Paper no. 4311
- Heckemeyer, J. H. y Overesch, M. 2013. 'Multinationals' profit response to tax differentials: Effect size and shifting channels', ZEW Discussion Paper no. 13-045
- Heikensten, L. 1998. Financial Crisis – 'Experiences from Sweden', conferencia en el seminario organizado por la embajada sueca en Seúl, Corea, el 15 de julio de 1998
- Heikkinen, S. y Kuusterä, A. 2001. Finnish Economic Crises in the 20th Century, en Kalela, J., Kiander, J., Kivikuru, U., Loikkanen, H. A., y Simpura, J. (eds.), *Down from the heavens, up from the ashes. The Finnish economic crisis of the 1990s in the light of economic and social research.*, Government Institute for Economic Research
- Heimberger, P. 2017. Did fiscal consolidation cause the double-dip recession in the euro area?, *Review of Keynesian Economics*, vol. 5, no. 3, 439–58
- Hein, E. 2013a. Finance-Dominated Capitalism, Re-Distribution and the Financial and Economic Crises: A European Perspective, pp. 15–45, en De Juan, Ó., Febrero, E., y Uxó, J. (eds.), *Post-Keynesian Views of the Crisis and Its Remedies*, New York, Routledge

- Hein, E. 2013b. The crisis of finance-dominated capitalism in the euro area, deficiencies in the economic policy architecture, and deflationary stagnation policies, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 36, no. 2, 325–54
- Heinemann, F., Osterloh, S., y Kalb, A. 2014. Sovereign risk premia: The link between fiscal rules and stability culture, *Journal of International Money and Finance*, vol. 41, 110–27
- Heipertz, M. y Verdun, A. 2010. *Ruling Europe: The politics of the stability and growth pact*, Cambridge, Cambridge University Press
- Hellmann, T. F., Murdock, K. C., y Stiglitz, J. E. 2000. Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough?, *American Economic Review*, vol. 90, no. 1, 147–65
- Hernández de Cos, P., López, D., y Pérez, J. J. 2018. 'Los retos del desapalancamiento', Banco de España Documentos ocasionales no. 1803
- Hernández de Cos, P. y Moral-Benito, E. 2013. Fiscal Consolidations and Economic Growth, *Fiscal Studies*, vol. 34, no. 4, 491–515
- Hernández de Cos, P. y Moral-Benito, E. 2016. Fiscal multipliers in turbulent times: the case of Spain, *Empirical Economics*, vol. 50, 1589–1625
- Hernández de Cos, P. y Thomas, C. 2012. 'The Impact of Fiscal Consolidation on Economic Growth - An Illustration for the Spanish Economy Based on a General Equilibrium Model', Banco de España Occasional Papers no. 1205
- Hernández, Z. S. y Mercado, S. I. 2013. 'Origen de la Banca en Nicaragua, su evolución histórica y el impacto de la crisis en situación financiera de la banca en el periodo del 2000 y 2008', PhD Thesis, Universidad Nacional Autónoma de Nicaragua
- Herrera, J. 2017. Pobreza y desigualdad económica en el Perú durante el boom de crecimiento: 2004-2014, *Revue internationale de politique de développement*, vol. 9
- Hewison, K. 2002. Thailand: Boom, bust, and recovery, *Perspectives on Global Development and Technology*, vol. 1, no. 3, 225–50
- Hewitson, G. 1993. An intellectual history of money endogeneity theory, *History of Economics Review*, vol. 20, 140–160
- Hilbers, P., Hoffmaister, A. W., Banerji, A., y Shi, H. 2008. 'House Price Developments in Europe: a comparison', IMF Working Paper no. 211
- Hill, J. G. 2009. Why did Australia fare so well in the global financial crisis?, pp. 203–300, en Ferrán, E., Moloney, N., Hill, J. y Coffee, J., *The Regulatory Aftermath of the Global Financial Crisis*, Cambridge, Cambridge University Press
- Hill, H. y Menon, J. 2011. Reducing Vulnerability in Transition Economies-Crises and Adjustment in Cambodia, *Asean Economic Bulletin*, vol. 28, no. 2, 134–59
- Hofmann, B. 2011. 'The Determinants of Private Sector Credit in Industrialised Countries: Do Property Prices Matter?', BIS Working Papers no. 108
- Holland, D. y Portes, J. 2012. Self-Defeating Austerity?, *National Institute Economic Review*, vol. 222, 4–10
- Holm, H., Kamath, K., Lamo, A., J.J., P., y Schuknecht, L. 2010. 'Public wages in the euro area; towards securing stability and competitiveness', European Central Bank Occasional Papers no. 112
- Honkapohja, S. 2012. 'The 1980s Financial Liberalization in the Nordic Countries', Bank of Finland Discussion Papers no. 36
- Honkapohja, S., Koskela, E., y Paunio, J. 1996. The depression of the 1990s in Finland: an analytic view, *Finnish Economic Papers*, vol. 9, no. 1, 37–54
- Honohan, P. y Walsh, B. 2002. Catching up with the leaders: The Irish hare, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, 1–57

- Hossain, M. I. 2013. Economic liberalization reforms may explain the impressive GDP growth in Bangladesh, *Journal of Asia Pacific Studies*, vol. 32, 101–13
- Hotunluoğlu, H. 2016. Budget Sustainability of Local Governments in Turkey, *Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, vol. 2, no. 20-7
- Houque, M. N. y Kabir, M. R. 2006. Financial Globalization and Vulnerabilities: Lessons for Bangladesh, *Journal of Business and Economics*, vol. 1, no. 1, 29–37
- Hughes, C. 2009. Cambodia in 2008: Consolidation in the midst of crisis, *Asian Survey*, vol. 49, no. 1, 206–12
- Hull, L. 2005. 'Foreign-Owned Banks: Implications for New Zealand's Financial Stability', Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper no. 5
- Hume, M. y Sentance, A. 2009. The global credit boom: Challenges for macroeconomics and policy, *Journal of International Money and Finance*, vol. 28, 1426–61
- Hunt, C. 2009. Banking Crises in New Zealand-An Historical Perspective, *The Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, vol. 72, no. 4
- Hunya, G., Mládek, J., y Pöschl, J. 2008. 'Private Sector and Financial Markets Development in the Republic of Moldova', The Vienna Institute for International Economic Studies Working Paper
- Huot, P. 2012. 'Impacts of the US and the EU Uncertainty to ASEAN+3 economies', comunicación presentada en la Royal School of Administration el 10 de agosto de 2012 en Phnom Penh
- Hussein, K. y Mohieldin, M. 1997. Interest Rates Savings, Investment and Growth Under Financial Repression: The Egyptian Example, *Arab Economic Journal*, vol. 9, 3–26
- Hutchcraft, P. D. 1999. Neither Dynamo nor Domino: Reforms and Crises in the Philippine Political Economy, en Pempel, T. J. (ed.), *The Politics of the Asian Economic Crisis*, Ithaca, Cornell University Press
- Hye, Q. M. A. y Islam, F. 2013. Does financial development hamper economic growth: empirical evidence from Bangladesh, *Journal of Business Economics and Management*, vol. 14, no. 3, 558–82
- Idrovo, B. y Lennon, J. 2013. 'Methods for Detection Housing Bubble: Evidence from Chile', MPRA Paper no. 44741
- Illing, M. y Liu, Y. 2006. Measuring financial stress in a developed country: An application to Canada, *Journal of Financial Stability*, vol. 2, 243–65
- Ilzetzki, E., Mendoza, E. G., y Végh, C. A. 2010. 'How big (small?) are fiscal multipliers?', IMF Working Paper no. 11/52
- IMF. 1987. 'Annual Report of the Executive Board for the Financial Year Ended April 30'
- IMF. 1998. 'IMF Concludes Article IV Consultation with Malaysia', Press Information Notice no. 31
- IMF. 1999a. 'Honduras--Memorandum of Economic Policies'
- IMF. 1999b. 'IMF Concludes Article IV Consultation with Philippines:', Public Information Notice no. 74
- IMF. 1999c. 'IMF Concludes Article IV Consultation with Chile', Public information notice no. 8
- IMF. 2000. 'Chile: Staff Report for the 2000 Article IV Consultation', Staff Country Reports no. 94
- IMF. 2001a. 'IMF Concludes 2001 Article IV Consultation with Honduras' Public Information Notice no. 108
- IMF. 2001b. 'IMF Concludes 2001 Article IV Consultation with Morocco', Public

Information Notice no. 80

- IMF. 2001c. 'IMF Concludes 2001 Article IV Consultation with the Arab Republic of Egypt', Public Information Notice no. 116
- IMF. 2005. 'Former Yugoslav Republic of Macedonia: Request for Stand-By Arrangement and Extension of Repurchase Expectations', IMF Country Report no. 339
- IMF. 2006a. 'Bulgaria: Selected Issues and Statistical Appendix', Country Report no. 299
- IMF. 2006b. 'Costa Rica: 2006 Article IV Consultation—Staff Report; Staff Supplement; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Costa Rica', IMF Country Report no. 416
- IMF. 2006c. 'Former Yugoslav Republic of Macedonia: 2006 Article IV Consultation—Staff Report', IMF Country Report no. 344
- IMF. 2006d. 'Honduras: 2005 Article IV Consultation, Second Review Under the Three-Year Arrangement', IMF Country Report no. 35
- IMF. 2006e. 'Nicaragua: 2005 Article IV Consultation', IMF Country Report no. 174
- IMF. 2008a. 'Costa Rica: 2007 Article IV Consultation—Staff Report; Staff Supplement; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Costa Rica', IMF Country Report no. 97
- IMF. 2008b. 'Honduras: Request for Stand-By Arrangement—Staff Report; Staff Statement; Press Release on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Honduras', IMF Country Report no. 241
- IMF. 2008c. 'Public Information Notice: IMF Executive Board Concludes 2008 Article IV Consultation with Panama', Public Information Notice no. 113
- IMF. 2008d. 'Republic of Moldova : 2007 Article IV Consultation and Third Review Under the Three', IMF Country Report no. 139
- IMF. 2008e. 'South Africa: Financial System Stability Assessment, Including Report on the Observance of Standards and Codes on the following topic: Securities Regulation', IMF Country Report no. 349
- IMF. 2008f. 'Housing and the business cycle', World economic outlook, April 2008
- IMF. 2009a. 'Cambodia: 2008 Article IV Consultation – Staff Report; Staff Supplement; and Public Information Notice on the Executive Board Discussion', IMF Country Report no. 47
- IMF. 2009b. 'Chile: 2009 Article IV Consultation—Staff Report; Staff Statement and Supplement; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Chile', Country Report no. 271
- IMF. 2009c. 'Costa Rica: Staff Report for the 2009 Article IV Consultation and First Review Under the Stand-By Arrangement; Press Release and Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Costa Rica', IMF Country Report no. 303
- IMF. 2009d. 'Cyprus: 2009 Article IV Consultation—Staff Report; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for Cyprus', Country Report no. 255
- IMF. 2009e. 'Former Yugoslav Republic of Macedonia: 2008 Article IV Consultation—Staff Report', no. IMF Country Report 60
- IMF. 2009f. 'New Zealand: Selected Issues', IMF Country Report no. 146
- IMF. 2009g. 'Panama: 2009 Article IV Consultation', IMF Country Report no. 207
- IMF. 2009h. 'Republic of Croatia: 2009 Article IV Consultation—Staff Report; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for the Republic of Croatia', Country Report no. 185



- IMF. 2009i. 'Republic of Estonia: Financial System Stability Assessment', International Monetary Fund Country Report no. 89
- IMF. 2009j. 'South Africa: 2009 Article IV Consultation—Staff Report; Staff Statement and Supplement; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by the Executive Director for South Africa', IMF Country Report no. 273
- IMF. 2010a. 'Bosnia and Herzegovina: Selected Issues', IMF Country Report no. 10/347
- IMF. 2010b. 'Bulgaria: Selected Issues', IMF Country Report no. 159
- IMF. 2010c. 'Republic of Moldova: Request for a Three-Year Arrangement Under the Extended Credit Facility and Request for an Extended Arrangement', IMF Country Report no. 32
- IMF. 2011. Article IV Consultations 2006 and 2008, pp. 43–49, en Aliber, R. Z. y Zoega, G. (eds.), *Preludes to the Icelandic Financial Crisis*, New York, Palgrave Macmillan
- IMF. 2012. 'Nicaragua: 2012 Article IV Consultation', IMF Country Report no. 256
- IMF. 2013a. 'Cyprus: First review under the extended arrangement under the extended fund facility and request for modification of performance criteria', Country Report no. 293
- IMF. 2013b. 'Fiscal Monitor 2013. Taxing Times' Fiscal Monitor International Monetary Fund
- IMF. 2013c. 'Hopes, Realities, Risks', World Economic Outlook April 2013
- IMF. 2014. 'Chile 2014 Article IV Consultation - Staff Report; Press Release; and Statement by the Executive Director for Chile', Country Report no. 218
- IMF. 2015. 'Fiscal Policy and Long-Term Growth', IMF Policy Paper June 2015
- IMF. 2017. 'New Zealand: 2017 Article IV Consultation- Press Release; Staff Report; and Statement by the Executive Director for New Zealand', IMF Staff Country Reports no. 111
- IMF. 2019a. 'New Zealand: 2019 Article IV Consultation - Press Release and Staff Report', IMF Staff Country Reports no. 303
- IMF. 2019b. 'World Economic Outlook Database', disponible en <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2019/02/weodata/index.aspx>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- IMF. 2020. 'Fuente de datos de Panorama Económico Mundial del Fondo Monetario Internacional', disponible en <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2020/01/weodata/index.aspx>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- IMF. 2004. 'Are credit booms in emerging markets a concern?' IMF World Economic Outlook, April 2004
- in't Veld, J. 2013. Fiscal consolidations and spillovers in the Euro area periphery and core, *Economic papers*, European Commission Economic Papers no. 506
- IMF. 2009. 'Spain: Selected Issues', IMF Staff Country Reports no. 129
- Iskrov, I. 2011. 'Growth and the financial system - lessons from emerging Europe with a focus on Bulgaria', Conferencia organizada por el Banco de Grecia y St. Antony's College
- Islam, M. F. 1998. Brazil's twin deficits: An empirical examination, *Atlantic Economic Journal*, vol. 26, 121–28
- Islam, E. y Biswas, B. P. 2005. Public Debt Management and Debt Sustainability in Bangladesh, *Bangladesh Institute of Development Studies*, vol. 31, no. 1/2, 79–102

- Islientiev, O. 2010. 'Relationship Between Housing Prices and Income in the Republic of Moldavia', Central European University Department of Economics Working Paper
- Jacome, L. I. 2004. 'The Late 1990's Financial Crisis in Ecuador: Institutional Weaknesses, Fiscal Rigidities, and Financial Dollarization At Work', IMF Working Paper 12
- Jacquinet, P., Lozej, M., y Pisani, M. 2018. 'Labor tax reforms, cross-country coordination, and the monetary policy stance in the euro area: A structural model-based approach', ECB Working Paper Series no. 2127
- Jalilian, H. y Reyes, G. 2010. 'Cambodia Phase 2', Global Financial Crisis Discussion Series Paper no. 14
- Jane, G. 2014. 'Tax havens: International tax avoidance and evasion', Congressional Research Service Report no. 7-5700
- Jansen, K. 2001. Thailand, Financial Crisis and Monetary Policy, *Journal of the Asia Pacific Economy*, vol. 6, no. 1, 124–52
- Jansen, W. J. 2003. What do capital inflows do? Dissecting the transmission mechanism for Thailand, 1980-1996, *Journal of Macroeconomics*, vol. 25, no. 4, 457–80
- Jarocinski, M. 2000. 'Moldova in 1995 - 1999: Macroeconomic and Monetary Consequences of Fiscal Imbalances', CASE Network Studies and Analysis no. 205
- Jbili, A., Enders, K., y Treichel, V. 1997. 'Financial Sector Reforms in Algeria, Morocco, and Tunisia: A Preliminary Assessment', IMF Working Paper no. 81
- Joffé, G. 1991. The Political Economy of Privatisation in Morocco, *Moroccan Studies*, vol. 1
- Johannesen, N. y Zucman, G. 2014. The end of bank secrecy? An evaluation of the G20 tax haven crackdown, *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 6, no. 1, 65–91
- Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, nos. 2–3, 231–54
- Johansen, H. C. 1994. Danish banking history, pp. 97–104, en Pohl, M., *Handbook on the History of European Banks*, Hants, Edward Elgar
- Johansen, S. y Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, vol. 52, no. 2, 169–210
- John McDermott, C. y Wescott, R. F. 1996. An empirical analysis of fiscal adjustments, *International monetary Fund Staff Papers*, vol. 43, 725–53
- Johnston, B., Darbar, Salim, M., y Echeverria, C. 1997. 'Sequencing Capital Account Liberalization: Lessons from the Experiences in Chile, Indonesia, Korea, and Thailand', IMF Working Paper no. 157
- Jones, D. C. y Miller, J. B. 1997. *The Bulgarian economy: Lessons from reform during early transition*, Brookfield, VT, USA, Ashgate
- Jong, J., Ferdinandusse, M., Funda, J., y Vetlov, I. 2017. 'The effect of public investment in Europe: a model-based assessment', European Central Bank Working Paper Series no. 2021
- Jonung, L. 1993. The rise and fall of credit controls: the case of Sweden, 1939–89, en Bordo, M. D. y Capie, F. (eds.), *Monetary Regimes in Transition*, Cambridge, Cambridge University Press
- Jonung, L. 2008. Lessons from financial liberalisation in Scandinavia, *Comparative Economic Studies*, vol. 50, 564–98
- Jonung, L., Kiander, J., y Vartia, P. 2008. 'The great financial crisis in Finland and Sweden: The dynamics of boom, bust and recovery, 1985-2000', European Commission Economic Papers no. 350

- Journard, I., Pisu, M., y Bloch, D. 2012. Income inequality and growth: the role of taxes and transfers, *OECD Journal: Economic Studies*, vol. 1
- Juniper, J. y Mitchell, W. 2008. 'There is no financial crisis so deep that cannot be dealt with public spending', CoffEE Working Paper no. 08–10
- Juselius, K. 2006. *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford, Oxford University Press
- Juuse, E. y Kattel, R. 2014. 'Financialisation and the Financial and Economic Crises: The Case of Estonia: Financialisation, Economy, Society and Sustainable Development', FESSUD Studies in Financial Systems no. 20
- El Kafrawy, A. H. 2012. 'Housing policy and finance in Egypt: extending the reach of mortgage credit', PhD Thesis University of Glasgow
- Kahn, R. F. 1931. The Relation of Home Investment to Unemployment, *The Economic Journal*, vol. 41, no. 162, 173–98
- Kaiser, M. J. y Pulsipher, A. G. 2007. A review of the oil and gas sector in Kazakhstan, *Energy Policy*, vol. 35, no. 2, 1300–1314
- Kaldor, N. 1978. The New Monetarism, pp. 3–23, en Kaldor, N. (ed.), *Further Essays on Applied Economics*, London, Duckworth
- Kalou, S. y Paleologou, S. M. 2012. The twin deficits hypothesis: Revisiting an EMU country, *Journal of Policy Modeling*, vol. 34, 230–41
- Kaminsky, G. L. y Reinhart, C. M. 1999. The Twin Crises : The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems, *The American Economic Review*, vol. 89, no. 3
- Kanda, D. 2006. 'Credit Flows, Fiscal Policy, and the External Deficit of Bosnia and Herzegovina', IMF Working Paper no. 276
- Karagounis, K., Syrrakos, D., y Simister, J. 2015. The Stability and Growth Pact, and Balanced Budget Fiscal Stimulus: Evidence from Germany and Italy, *Review of European Economic Policy*, vol. 50, no. 1, 32–39
- Karras, G. 2014. Is Fiscal Policy More Effective During Cyclical Downturns?, *International Economic Journal*, vol. 28, no. 2, 255–71
- Kataryniuk, I. y Vallés, J. 2015. 'Fiscal consolidation after the Great Recession: The role of composition', Banco de España Documentos de Trabajo no. 1515.
- Kaufmann, S., Scharler, J., y Winckler, G. 2002. The Austrian current account deficit: Driven by twin deficits or by intertemporal expenditure allocation?, *Empirical Economics*, vol. 27, 529–42
- Kearney, C. y Monadjemi, M. 1990. Fiscal policy and current account performance: International evidence on the twin deficits, *Journal of Macroeconomics*, vol. 12, no. 2, 197–219
- Keen, S. 1995. Finance and Economic Breakdown: Modeling Minsky's "Financial Instability Hypothesis", *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 17, no. 4, 607–35
- Keen, S. 2011. *Debunking Economics - Revised and Expanded Edition: The Naked Emperor Dethroned*, London, Zed Books
- Keen, S. 2015. *Austerity, Budget Surpluses and 'Sound Finance'*, Conferencia, disponible en <https://www.youtube.com/watch?v=WOIaF7sjb3M&t=3s>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Keen, S. 2018. *Is there a role for government in promoting private sector financial resilience?*, Patreon, disponible en <https://www.patreon.com/posts/is-there-role-in-21887788>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Kejžar, K. Z. 2011. The role of foreign direct investment in the host-country firm selection process: Firm-level evidence from Slovenian manufacturing, *Review of World Economics*, vol. 147, no. 1, 169–93

- Kekic, L. 2010. The Greek crisis - the threat to neighbouring Balkan economies, in Barlett, W. y Monastiriotis (eds.), *South Eastern Europe after the economic crisis: a new dawn or back to business as usual?*, LSE Reprographics Department
- Kelly-Louw, M. 2007. Better Consumer Protection under the Statutory, *South African Mercantile Law Journal*, 337–45
- Kenward, L. R. 1999. Assessing vulnerability to financial crisis: Evidence from Indonesia, *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol. 35, no. 3, 71–95
- Keynes, J. M. 1936. *The General Theory of Employment, Interest and Money*, New York, Harcourt Brace Jovanovich
- Keynes, J. M. 1937. The General Theory of Employment, *The Quarterly Journal of Economics*, 209–23
- Khalid, A. M. y Guan, T. W. 1999. Causality tests of budget and current account deficits: Cross-country comparisons, *Empirical Economics*, vol. 24, 389–402
- Khoo, G. S. y Mah-Hui, M. L. 2010. 'The Impact of the Global Financial Crisis: The Case of Malaysia', TWN Global Economy Series no. 26
- Kiander, J. 2004. The evolution of the Finnish model in the 1990s: From depression to high-tech boom, pp. 87–110, en Becker, U. y Schwartz, H. (eds.), *Employment 'Miracles': A Critical Comparison of the Dutch, Scandinavian, Swiss, Australian and Irish Cases versus Germany and the US*, Amsterdam University Press
- Kiander, J. y Vartia, P. 1994. 'The Great Depression of the 199s in Finland', The Research Institute of the Finnish Economy Discussion Papers no. 526
- Kiander, J. y Vartia, P. 2011. Lessons from the crisis in Finland and Sweden in the 1990s, *Empirica*, vol. 38, 53–69
- Kilian, L., Rebucci, A., y Spatafora, N. 2009. Oil shocks and external balances, *Journal of International Economics*, vol. 77, no. 2, 181–94
- Kilponen, J., Pisani, M., Schmidt, S., Corbo, V., Hledik, T., Hollmayr, J., Hurtado, S., Julio, P., Kulikov, D., Lemoine, M., Lozej, M., Lundvall, H., Maria, J. R. y Micallef, B.. 2015. 'Comparing fiscal multipliers across models and countries in Europe', European Central Bank Working Paper Series no. 1760
- Kim, K.-H. 1995. On the Long-Run Determinants of the U.S. Trade Balance: A Comment, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 17, no. 3, 447–55
- Kim, S. y Roubini, N. 2008. Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the U.S., *Journal of International Economics*, vol. 74, 362–83
- Kindleberger, C. P. 2005. *Manias, Panics and Crashes*, New Jersey
- King, R. y Baxter, M. 1993. Fiscal Policy in General Equilibrium, *American Economic Review*, vol. 83, 315–34
- Kinsella, S. y Tiou-Tagba, G. 2012. Towards a Stock Flow Consistent Model for Ireland, manuscrito
- Kirchner, M., Cimadomo, J., y Hauptmeier, S. 2011. 'Transmission of Government Spending Shocks in the Euro Area: Time Variation and Driving Forces', European Central Bank Working Paper No. 1219
- Kiss, G., Nagy, M., y Vonnák, B. 2006. Credit Growth in Central and Eastern Europe: Trend, Cycle or Boom?, MNB Working Paper no. 10
- Kiyotaki, N. y Moore, J. 1997. Credit cycles, *Journal of Political Economy*, vol. 105, 211–48
- Kleven, H. J., Landais, C., y Saez, E. 2013. 'Taxation and international migration of superstars: Evidence from the european football market', National Bureau of Economic Research Working Paper No. 16545
- Kochin, L. A. 1974. Are Future Taxes Anticipated by Consumers?: Comment, *Journal*

- of Money, Credit and Banking*, Advance Access published 1974: doi:10.2307/1991176
- Kollintzas, T., Papageorgiou, D., y Vassilatos, V. 2012. 'An Explanation of the Greek Crisis : “The Insiders – Outsiders Society”', Centre for Economic Policy Research Discussion Paper no. 8996
- Kontopoulos, Y. y Perotti, R. 1999. Government Fragmentation and Fiscal Policy Outcomes: Evidence from OECD Countries, en Poterba, J. y von Hagen, J. (eds.), *Fiscal institutions and fiscal performance*, Chicago
- Koo, R. C. 2011. The world in balance sheet recession, *Ensayos Económicos*, vol. 1, no. 63, 7–39
- Koskela, E. y Uusitalo, R. 2004. 'Unintended convergence: how Finnish unemployment reached the European level', Bank of Finland Discussion Papers 6
- Koskenkylä, H. 1994. The Nordic Banking Crisis, *Bulletin Bank of Finland*, vol. 8, no. 94, 15–24
- Kouassi, E., Mougoué, M., y Kymn, K. O. 2004. Causality tests of the relationship between the twin deficits, *Empirical Economics*, vol. 29, 503–25
- Kraan, D.-J., Kostyleva, V., Forthun, C., Albrecht, J., y Olofsson, R. 2010. Budgeting in Moldova, *OECD Journal on Budgeting*, no. 3
- Kregel, J. 2008. Minsky's cushions of Safety', Systemic Risk and the Crisis in the Subprime Mortgage Market, *Finance & Bien Commun*, vols 31–32, nos. 1–2, 51–59
- Kumar, M., Leigh, D., y Plekhanov, A. 2012. 'Fiscal Adjustments: Determinants and Macroeconomic Consequences', IMF Working Paper no. 07/178
- Kuusi, T. 2015. 'The Finnish Great Depression of the 1990s', ETLA Working Papers 32
- de la Torre, A., Cueva, S., y Castellanos-Vásconez, M. A. 2020. The Macroeconomics of the Commodities Boom in Ecuador: A Comparative Perspective, pp. 163–212, en Sánchez, F. y Pachano, S. (eds.), *Assessing the Left Turn in Ecuador*, Cham, Palgrave Macmillan
- Lai, L. M. H. 1994. The Norwegian banking crisis: Managerial escalation of decline and crisis, *Scandinavian Journal of Management*, vol. 10, no. 4, 397–408
- Lalik, M. 2017. 'Interactions between fiscal multipliers and sovereign risk Premium during fiscal consolidation: model based assessment for the euro area', European Central Bank Working Paper Series no. 2016
- Lamine, B. 2009. Estonia: analysis of a housing boom, *ECFIN Country Focus*, vol. 6, no. 7, 1–7
- Lamo, A., Moral-Benito, E., y Perez, J. J. 2018. 'Does Slack Influence Public and Private Labour Market Interactions?' European Central Bank Working Paper Series no. 1890
- Lamo, A., Pérez, J. J., y Schuknecht, L. 2012. Public or Private Sector Wage Leadership? An International Perspective, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 144, 228–44
- Lamo, A., Pérez, J. J., y Schuknecht, L. 2013. The cyclicalities of consumption, wages and employment of the public sector in the euro area, *Applied Economics*, vol. 45, no. 12, 1551–69
- Leachman, L. L. y Francis, B. 2002. Twin deficits: Apparition or reality?, *Applied Economics*, vol. 34, no. 9, 1121–32
- Lecuona, R. A. y Momayezi, N. 2001. Privatization in Costa Rica: Political and Economic Impact, *International Journal of World Peace*, vol. 18, no. 2, 23–40
- Leeper, E. M., Walker, T. B., y Yang, S. C. S. 2010. Government investment and fiscal

- stimulus, *Journal of Monetary Economics*, vol. 57, 1000–1012
- Leigh, D., Pescatori, A., y Guajardo, J. 2011. Expansionary Austerity New International Evidence, IMF Working Papers no. 158
- Levine, R. Demirgüç-Kunt, A. 2001. *Financial Structure and Economic Growth: a cross-country comparison of banks, markets and development*, The MIT Press
- Lindquist, J. y Vilhelmsson, R. 2006. Is the Swedish central government a wage leader?, *Applied Economics*, vol. 38, 1617–25
- Linnemann, L. 2006. The Effect of Government Spending on Private Consumption: A Puzzle?, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 38, no. 7, 1715–36
- Linnemann, L. 2009. Macroeconomic effects of shocks to public employment, *Journal of Macroeconomics*, vol. 31, 252–67
- Linnemann, L. y Schabert, A. 2003. Fiscal Policy in the New Neoclassical Synthesis, *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 35, no. 6, 911–29
- Locarno, A., Notarpietro, A., y Pisani, M. 2014. 'Sovereign Risk, Monetary Policy and Fiscal Multipliers: A Structural Model-Based Assessment', Bank of Italy Working Paper no. 943
- Logan, A. 2001. 'The United Kingdom's Small Banks' Crisis Of The Early 1990s: What Were The Leading Indicators Of Failure?', Bank of England Working Papers no. 139
- López-Mejía, A. 2012. The 2008-09 Global Crisis: Impact, Policy Responses, and the Role of the IMF, pp. 33–60, en Piñón, M., López-Mejía, A., Garza, M., y Delgado, F. (eds.), *Central America, Panama, and the Dominican Republic: Challenges Following the 2008-09 Global Crisis*, Washington D.C., International Monetary Fund
- López, C. A. 2018. Modelo para determinar la existencia del fenómeno denominado Burbuja Inmobiliaria en el Perú, *Anales Científicos*, vol. 79, no. 1, 29–36
- López, T. y Winkler, A. 2019. Does financial inclusion mitigate credit boom-bust cycles?, *Journal of Financial Stability*, vol. 43, 116–29
- Lucas, R. E. 1972. Expectations and the neutrality of money, *Journal of Economic Theory*, vol. 4, 103–24
- Lucas, R. E. 1973. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs, *American Economic Review*, vol. 63, 326–34
- Lucas, R. E. 1988. On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, no. 1, 3–42
- Ludvigson, S. 1996. The macroeconomic effects of government debt in a stochastic growth model, *Journal of Monetary Economics*, vol. 38, 25–45
- Lukauskas, A. y Minushkin, S. 2000. Explaining styles of financial market opening in Chile, Mexico, South Korea, and Turkey, *International Studies Quarterly*, vol. 44, no. 4, 695–723
- MacBeth, H. 2015. *When the Bubble Bursts: Surviving the Canadian Real State Crash*, Dundurn
- Michaillat, P. 2014. A theory of countercyclical government multiplier, *American Journal of Macroeconomics*, vol. 6, no.1, 190–217
- Maffini, G. 2013. Corporate tax policy under the labour government, 1997-2010, *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 29, no. 1, 142–64
- Magnus, G. 2007. 'The credit cycle and liquidity: have we arrived at a Minsky momento?', UBS Investment Research March 6
- Mahfouz, S., Hemming, R., y Kell, M. 2002. 'The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity: A Review of the Literature', IMF Working Paper no. 02/208

- Mahmud, W. 2004. Macroeconomic Management: From Stabilisation to Growth?, *Economic and Political Weekly*, vol. 39, no. 36, 4023–32
- Mahmud, W., Ahmed, S., y Mahajan, S. 2008. 'Economic Reforms, Growth, and Governance: The Political Economy Aspects of Bangladesh's Development Surprise', World Bank Working Paper no. 22
- Malley, J. y Moutos, T. 1996. Does Government Employment 'Crowd-Out' Private Employment? Evidence from Sweden, *The Scandinavian Journal of Economics*, vol. 982, 289–302
- Mantey, G. 1996. La liberalización financiera en México y su efecto en el ciclo económico, *Economía Aplicada*, vol. 26
- Marchini, G. 2004. El sistema financiero peruano: 1970-2004, *México y la Cuenca del Pacífico*, vol. 7, no. 23, 43–57
- Marinheiro, C. F. 2008. Ricardian equivalence, twin deficits, and the Feldstein-Horioka puzzle in Egypt, *Journal of Policy Modeling*, vol. 30, 1041–56
- Marinković, S. 2015. Managing the financial crisis: Credit crunch and response in Serbia, en Thomas, M. y Bojicic-Dzelilovic, V. (eds.), *Public Policy Making in the Western Balkans: Case Studies of Selected Economic and Social Policy Reforms*, Springer, Dordrecht, Public Policy Making in the Western Balkans
- Marinkovic, S. y Malovic, M. 2012. Serbian Credit Market After the Turmoil, pp. 278–302, en Andrade, J., Simoes, N., Stosic, I., Eric, D. y Hanic, H. (eds.), *Managing Structural Changes - Trends and Requirements*, Institute of Economic Sciences
- Marinov, K. 2007. Credit Portfolio Management: The Case of Albania, FYR Macedonia and Serbia, pp. 338–60, en Alzinger, W. y Petkova, I. (eds.), *Impacts of Foreign Direct Investments on Banking Sectors in South East*, Sofia, Ni Plus Publishing House
- Marois, T. 2005. From economic crisis to a 'state' of crisis?: The emergence of neoliberalism in Costa Rica, *Historical Materialism*, vol. 13, no. 3, 101–34
- Martin, R. 2010. Boom and bust in the Baltic countries - Lessons to be learnt, *Intereconomics*, vol. 4, 220–26
- Martínez-Mongay, C. 2008. Spain and Portugal in the Euro Area: Lessons for Cyprus, *Cyprus Economic Policy Review*, vol. 2, no. 1, 33–62
- Martinez Peria, M. S. y Schmukler, S. L. 1998. Do Depositors Punish Banks for 'Bad' Behavior? Market Discipline in Argentina, Chile, and Mexico, *The Journal of Finance*, vol. 56, no. 3, 1029–1051
- Martínez, J. y Zubiri, I. 2014. Los multiplicadores de la política fiscal en España, *Papeles de Economía Española*, vol. 139, 174–98
- Marzinotto, B. y Turrini, A. 2016. 'Co movements between public and private wages in the EU: which factors play a role', IZA Institute of Labor Economics Discussion Paper no. 9964
- Mas, M., Uriel, E., Dirs, J., Pérez García, F., Uriel Jiménez, E., BenagesCandau, E., y Serrano Martínez, L. 2005. 'El stock y los servicios de capital en España y su distribución territorial y sectorial (1964-2010)', Fundación BBVA Documentos de Trabajo no. 4
- Masahiro, K. y Takayasu, K. 2000. The economic crisis and banking sector restructuring in Thailand, pp. 37–103, en Rhee, G. S. (ed.), *Rising to the Challenge in Asia: A Study of Financial Markets*, Manila, Asian Development Bank
- Masson, P. R. y Agénor, P.-R. 1996. 'The Mexican Peso Crisis: Overview and Analysis of Credibility Factors', IMF Working Papers no. 6
- Mastromatteo, G. y Rossi, S. 2015. The economics of deflation in the euro area: A

- critique of fiscal austerity, *Review of Keynesian Economics*, vol. 3, no. 3, 336–50
- Masuch, K., Moshhammer, E., y Pierluigi, B. 2017. Institutions, public debt and growth in Europe, *Public Sector Economics*, vol. 41, no.2, 159-205
- Mateo, J. P. y Montanyá, M. 2018. The accumulation model of the Spanish economy: profitability, the real estate bubble and sectoral imbalances, en Buendía, L. y Molero, R. *The Political Economy of Spain: From Miracle to Mirage*, Routledge
- Matos, P. R. F. 2017. On the Latin American Credit Drivers, *Emerging Markets Finance and Trade*, vol. 53, no. 2, 306–20
- Mayorga, M. y Torres, C. 2004. 'El mecanismo de transmisión del crédito bancario y su relevancia para el caso de Costa Rica', Banco Central de Costa Rica Documento de trabajo no. 2
- McCausland, W. D. y Theodossiou, I. 2016. The consequences of fiscal stimulus on public debt: A historical perspective, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 40, no. 4, 1103–16
- McGrattan, E. R. y Ohanian, L. E. 2010. 'Does neoclassical theory account for the effects of big fiscal shocks? Evidence from World War II', Federal Reserve Bank of Minneapolis Staff Report no. 315.
- McMarten, W. J. 2005. Reforming the Tax Administration, pp. 433–63, en Ahmed, S. (ed.), *Transforming Bangladesh into a Middle Income Economy*, Delhi, Macmillan India Ltd. for the World Bank
- Mehlum, H., Moene, K., y Torvik, R. 2012. Mineral Rents and Social Development in Norway, pp. 155–84, en Hujo, K. (ed.), *Mineral Rents and the Financing of Social Policy. Social Policy in a Development Context*, Londres, Palgrave Macmillan
- Melo, P. C., Graham, D. J., y Brage-Ardao, R. 2013. The productivity of transport infrastructure investment: A meta-analysis of empirical evidence, *Regional Science and Urban Economics*, vol. 43, 695–706
- Mendoza, E. G. 2017. The Public Debt Crisis of the United States, *Manchester School*, vol. 85, no. 1, 1-32
- Mendoza, E. G. y Terrones, M. E. 2012. 'An anatomy of credits booms and their demise', NBER Working Paper no. 18379
- Meng, C. y Gonzalez, R. L. 2017. Credit Booms in Developing Countries: Are They Different from Those in Advanced and Emerging Market Countries?, *Open Economies Review*, vol. 28, 547–79
- Menon, J. y Melendez, A. C. 2011. 'Trade and investment in the greater Mekong Subregion: Remaining challenges and the unfinished policy agenda' ADB Working Paper Series on Regional Economic Integration no. 78
- Mercille, J. 2015. *The political economy and media coverage of the European economic crisis: The case of Ireland*, Nueva York, Routledge
- Mesic, D. 2006. Entry of foreign banks in transition countries, *Bankarstvo Journal*, vol. 7–8, 48–58
- Meza, F. 2008. Financial crisis, fiscal policy, and the 1995 GDP contraction in Mexico, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 40, no. 6, 1239–61
- Michaelides, A. 2014. Cyprus: From boom to bail-in, *Economic Policy*, vol. 29, no. 80, 639–89
- Miess, M. y Schmelzer, S. 2016. 'Stock-flow consistent modelling of real-financial cycles and balance sheet dynamics', 13th Euroframe Conference en Utrecht el 10 de junio
- Mihaljek, D. 2010. The Spread of the Financial Crisis to Central and Eastern Europe: Evidence from the BIS Data, pp. 5–31, en Matousek, R. (ed.), *Money, Banking and Financial Markets in Central and Eastern Europe*, Hampshire, Palgrave



Macmillan

- Miller, S. M. y Russek, F. S. 1989. Are the twin deficits really related?, *Contemporary Economic Policy*, vol. 7, 91–115
- Milo, M. R. S. 1996. Philippine economy: performance and prospects, *Asian Pacific Economic Literature*, vol. 10., no. 2, 16–31
- Minassian, G. 2008. Is Bulgarian Economy Overheating?, *Икономическа мисъл*, no. 7, 21–46
- Minassian, G. 2013. Bulgarian banking: Looking for sustainability, *Contemporary Economics*, vol. 7, no. 3, 95–114
- Minea, A. y Rault, C. 2011. External monetary shocks and monetary integration: Evidence from the Bulgarian currency board, *Economic Modelling*, vol. 28, 2271–81
- Ministry of Housing. 1993. 'Development, New Urban Communities, Housing & Infrastructure in Egypt'
- Minsky, H. P. 1977. The Financial Instability Hypothesis: An Interpretation of Keynes and an Alternative to "Standard" Theory, *Challenge*, vol. 20, no. 1, 20–27
- Miranda, M. 2011. 'Determinantes macroeconómicos del crédito en Nicaragua', Banco Central de Nicaragua Documento de trabajo no. 23
- Mishkin, F. S. y Herbertsson, T. T. 2011. Financial Stability in Iceland, pp. 107–59, en Aliber, R. Z. y Zoega, G. (eds.), *Preludes to the Icelandic Financial Crisis*, New York, Palgrave Macmillan
- Mitchell, T. 1999. No factories, no problems: The logic of neo-liberalism in Egypt, *Review of African Political Economy*, vol. 26, no. 82, 455–68
- Mitchell, W. 2013. *The Fantasy Budget 2013-14*, Bill Mitchell-Modern Monetary Theory Blog, disponible en <http://bilbo.economicoutlook.net/blog/?p=23752>. Último acceso el 15 de octubre.
- Mitchell, W., Wray, L. R., y Watts, J. M. 2016. *Modern Monetary Theory and Practice. An Introductory Text*, Callaghan, Centre of Full Employment and Equity, The University of Newcastle
- Mitchell, W., Wray, L. R., y Watts, J. M. 2019. *Macroeconomics*, New York, Red Globe Press
- Mittnik, S. y Semmler, W. 2012. Regime dependence of the fiscal multiplier, *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 83, no. 3, 502–22
- Miyagawa, S. y Morita, Y. 2009. Financial Crisis of Finland, Sweden, Norway and Japan, *Journal of the Faculty of Economics, KGU*, vol. 19, no. 1, 45–77
- Mjøset, L. y Cappelen, A. 2011. The integration of the Norwegian oil economy into the world economy, pp. 167–263, en Mjøset, L. (ed.), *The Nordic Varieties of Capitalism (Comparative Social Research)*, Bingley, Emerald Group Publishing Limited
- Mladenova, I. 2007. Foreign Banks Penetration in Albania, FYR Macedonia and Serbia, pp. 114–25, en Alzinger, W. y Petkova, I. (eds.), *Impacts of Foreign Direct Investments in Banking Sectors in South East*, Sofia, Ni Plus Publishing House
- Modigliani, F. y Brumberg, R. 1954. Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data, *Post Keynesian Economics*, 388–436
- Moe, T. G., Solheim, J. A., y Vale, B. 2004. 'The Norwegian banking crisis', Norgest Bank Occasional Papers no. 33
- Mohd Daud, S. N., Ahmad, A. H., y Podivinsky, J. 2017. Credit and the housing boom in Malaysia: A comeback?, *Economics and Business Letters*, vol. 6, no. 4, 110–15
- Mohieldin, M., Hussein, K., y Rostom, A. 2019. On financial development and economic growth in Egypt, *Journal of Humanities and Applied Social Sciences*,

- vol. 1, no. 2, 70–86
- Mohieldin, M. y Nasr, S. 2007. On bank privatization: The case of Egypt, *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 46, no. 5, 707–25
- Molero-Simarro, R. 2014. 'La desigualdad de la renta en el modelo de crecimiento de la economía española. Alternativas a las políticas de ajuste', Fundación Alternativas no. 82
- Mollik, A. y Bepari, K. 2009. Banking System in Bangladesh: Stable or Vulnerable? A Macroprudential Assessment, *Journal of Business Administration*, vol. 34, nos. 3–4
- Monokroussos, P. y Thomakos, D. 2012. Fiscal multipliers in deep economic recessions and the case for a 2-year extension in Greece's austerity programme, *Economy & Markets: Eurobank Research*, vol. 8, no. 4, 1–44
- Montgomerie, J. 2006. Giving Credit where it's Due: Public Policy and Household Debt in the United States, the United Kingdom and Canada, *Policy and Society*, vol. 25, no. 3, 109–41
- de Mooij, R. A. and Ederveen, S. 2008. Corporate tax elasticities: A reader's guide to empirical findings, *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 4, 680–97
- Moon-Soo, K. 1993. Monetary policy implementation under financial liberalization: The case of Korea, pp. 201–26, en Reisen, H. y Fischer, B. (eds.), *Financial Opening*, Pans, Organisation for Economic Co-operation and Development
- Moore, B. J. 1988. The Endogenous Money Supply, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 10, no. 3, 372–85
- Moore, A. M., Buchanan, J. M., y Wagner, R. E. 1979. Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes, *The Canadian Journal of Economics*
- Mora Jiménez, H. y Morales Ramos, R. 2010. La crisis financiera estadounidense: principales efectos macroeconómicos en la economía costarricense en 2008 y 2009, *Revista Nacional de Administración*, vol. 1, no. 1, 37–54
- Morris, F. 2010. 'Problemática y Retos del Sector Vivienda en Panamá', Nota Técnica
- Moschella, M. 2017. Italy and the Fiscal Compact: Why does a country commit to permanent austerity?, *Rivista Italiana di Scienza Politica*, vol. 47, no. 2, 205–25
- Mountford, A. y Harald, U. 2009. What are the effects of fiscal policy shocks?, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 24, no. 6, 960–92
- Muellbauer, J., Murphy, A., King, M., y Pagano, M. 1990. Is the UK Balance of Payments Sustainable?, *Economic Policy*, vol. 11, 345–83
- Mulheirn, I. 2012. *Osborne's Choice: Combining Fiscal Credibility and Growth*, London, Social Market Fundation
- Müller, G. J. 2014. Fiscal austerity and the multiplier in times of crisis, *German Economic Review*, vol. 15, no. 2, 243–58
- Murphy, L. 2011. The global financial crisis and the Australian and New Zealand housing markets, *Journal of Housing and the Built Environment*, vol. 26, no. 3, 335–351
- Murphy, L. y Cloher, D. U. 1995. Economic Restructuring, Housing Policy and Maori Housing in Northland, New Zealand, *Geoforum*, vol. 26, 325–36
- Musgrave, R. A. 1939. The nature of budgetary balance and the case for a capital budget, *American Economic Review*, vol. 29, no. 2, 260–271
- Nagayasu, J. 2001. Currency Crisis and Contagion: Evidence From Exchange Rates and Sectoral Stock Indices of the Philippines and Thailand, *Journal of Asian Economics*, vol. 12, 529–46
- Najem, T. P. 2001. Privatization and the State in Morocco: Nominal objectives and problematic realities, *Mediterranean Politics*, vol. 6, no. 2, 51–67

- Nam, S.-W. 1992. 'Korea's financial reform since the early 1980s', KDI Working Paper no. 9207
- Nassar, K., Martinez, E., y Pineda, A. 2017. 'Determinants of Banks' Net Interest Margins in Honduras', IMF Working Paper no. 163
- Ncanywa, T. y Letsoalo, T. E. 2019. Which among twin deficits hypothesis, twin divergence, and Ricardian's equivalence hold in a developing country?, *Journal of Public Affairs*, vol. 19, no. 2, 1–8
- Neck, R., Blueschke, D., y Weyerstrass, K. 2011. Optimal macroeconomic policies in a financial and economic crisis: A case study for Slovenia, *Empirica*, vol. 38, 435–59
- Nersisyan, Y. y Wray, L. R. 2016. Modern Money Theory and the facts of experience, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 40, no. 5, 1297–1316
- Nickel, C. y Tudyka, A. 2013. 'Fiscal stimulus in times of high debt: Reconsidering multipliers and twin deficits', European Central Bank Working Paper no. 1513.
- Nikiforos, M. 2016. A nonbehavioral theory of saving, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 39, no. 4, 562–592
- Nikiforos, M., Carvalho, L., y Schoder, C. 2015. 'Twin deficits' in Greece: In search of causality, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 38, no. 2, 302–30
- Nikiforos, M. y Zezza, G. 2017. Stock-Flow Consistent Macroeconomic Models: A Survey, *Journal of Economic Surveys*, vol. 00, no. 0, 1–36
- Nikolaidou, E. y Vogiazas, S. D. 2014. Credit Risk Determinants for the Bulgarian Banking System, *International Advances in Economic Research*, vol. 20, 87–102
- Nikolov, M. 2007. Measuring Openness of the Capital Market in Macedonia, *CEA Journal of Economics*, vol. 2, no. 1, 5–18
- Noland, M. 2000. The Philippines in the Asian Financial Crisis: How the Sick Man Avoided Pneumonia, *Asian Survey*, vol. 40, no. 3, 401–12
- Noy, I. 2004. Financial liberalization, prudential supervision, and the onset of banking crises, *Emerging Markets Review*, vol. 5, no. 3, 341–59
- Nsouli, S., Eken, S., Enders, K., Thai, V., Decressin, J., y Cartaglia, F. 1995. 'Resilience and growth through structural Adjustment', IMF Occasional Paper no. 117
- Ó Riain, S. 2012. The crisis of financialisation in Ireland, *Economic and Social Review*, vol. 43, nos. 497–533
- Obstfeld, M. y Rogoff, K. 1995. Exchange rate dynamics redux, *Journal of Political Economy*, vol 103, no. 3, 624–660
- OCDE. 2009. 'Estonia', Organisation for Economic Co-operation and Development, Economic Surveys
- OECD. 2009. 'New Zealand', OECD Economic Surveys
- OECD. 2010. 'Tax Policy Reform and Economic Growth', Organisation for Economic Co-operation and Development Tax Policy Studies
- OECD. 2012. 'Current Tax Agenda 2012' Organisation for Economic Co-operation and Development Publishing
- Ólafsson, S. 2011. 'Iceland's Financial Crisis and Level of Living Consequences', University of Iceland Working Paper 3
- Onaran, O. y Obst, T. 2016. Wage-led growth in the EU15 member-states: The effects of income distribution on growth, investment, trade balance and inflation, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 40, no. 6, 1517–51
- Ontaneda, D. 2017. El Impacto de la Dolarización Oficial en la Profundización Financiera en Ecuador, *Cuestiones Económicas*, vol. 27, no. 1:2, 13–43
- Ortiz, F. R. 2013. Debt crisis and new economic governance: A conservative alternative to the European economic government, *Revista de Economía Mundial*, vol. 31,

- Ott, K. 2010. The crisis in South East Europe - the case of Croatia, in Barlett, W. and Monastiriotis (eds.), *South Eastern Europe after the economic crisis: a new dawn or back to business as usual?*, LSE Reprographics Department
- Ottens, D., Lambregts, E., y Poelhekke, S. 2005. 'Credit Booms in Emerging Market Economies: A Recipe for Banking Crises?', De Nederlandsche Bank Working Paper 046
- Owyang, M. T., Ramey, V. A., y Zubairy, S. 2013. Are government spending multipliers greater during periods of slack? Evidence from twentieth-century historical data, *American Economic Review*, vol. 103, no. 3, 129–34
- Palan, R., Murphy, R., y Chavagneux, C. 2013. *Tax havens: How globalization really works*, New York, Cornell University Press
- Palley, T. I. 2014. Money, Fiscal Policy, and Interest Rates: A Critique of Modern Monetary Theory, *Review of Political Economy*, vol. 27, no. 1, 1–23
- Panizza, U. y Presbitero, A. F. 2012. 'Public debt and economic growth: Is there a causal effect?', POLIS Working Papers no. 168.
- Papadimitriou, D. B. y Wray, L. R. 1999. 'Minsky's Analysis of Financial Capitalism', Levy Economics Institute Working Paper no.275
- Papadimitriou, D. B., Zezza, G., y Nikiforos, M. 2013. 'A Levy Institute Model for Greece', Levy Economics Institute Technical Papers May 2013
- Pappa, E. 2005. 'New Keynesian or RBC transmission? The Effects of Fiscal Policy in Labor Markets', Centre for Economic Policy Research Discussion paper series no. 5313.
- Pappa, E. 2009. The effects of fiscal shocks on employment and the real wage, *International Economic Review*, vol. 50, no. 1, 217–44
- Paredes, J., Pedregal, D. J., y Perez, J. J. 2009. 'A Quarterly Fiscal Database for the Euro Area Based on Intra-Annual Fiscal Information', European Central Bank Working Paper Series no. 1132
- Park, W.-A. 1996. Financial Liberalization: The Korean Experience, pp. 247–76, en Takatoshi, I. y Krueger, A. O. (eds.), *Financial Deregulation and Integration in East Asia*, University of Chicago Press
- Park, Y. C. 1998. Investment boom, financial bust, *The Brookings Review*, vol. 16, no. 3, 14–17
- Parker, J. A. 2011. On measuring the effects of fiscal policy in recessions, *Journal of Economic Literature*, vol. 49, no. 3, 703–18
- Parlamento Europeo. 2011. 'On the prevention and correction of macroeconomic imbalances', Regulación número 1176/2011 del Parlamento Europeo y del consejo
- Parts, J. 2013. Estonia and the european debt crisis, *Cato Journal*, vol. 33, no. 2, 269–74
- Peña, L. A. 2013. 'Matrices de Transición del Crédito en Nicaragua', Banco Central de Nicaragua Documentos de Trabajo no. 31
- Peón, D., Antelo, M., y Calvo, A. 2015. A dynamic behavioral model of the credit boom, *Journal of Economic Issues*, vol. 49, no. 4, 1077–99
- Pereira, A. M. y Andraz, J. M. 2013. 'On the economic effects of public infrastructure investment: a survey of the international evidence', The College of William & Mary Working Paper no. 8
- Perera, A. y Liyanage, E. 2012. An Empirical Investigation of the Twin Deficit Hypothesis: Evidence from Sri Lanka, *Central Bank of Sri Lanka Staff Studies*, vol. 41, no. 1–2, 41–87
- Pérez, J. J. y Sánchez-Fuentes, J. 2011. Is there a signalling role for public wages?

- Evidence for the euro area based on macro data, *Empirical Economics*, vol. 41, 421–45
- Perotti, R. 1999. Fiscal policy in good times and bad, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, no. 4, 1399–1436
- Perotti, R. 2005. 'Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries', CEPR Discussion Paper no. 4842
- Perotti, R. 2007. 'In search of the transmission mechanism of fiscal policy', NBER Working Paper no. 13143
- Perotti, R. 2012. The "Austerity Myth": Gain Without Pain?, NBER Working Paper no. 17571
- Persson, T. y Svensson, L. E. O. 1989. Why a Stubborn Conservative would Run a Deficit: Policy with Time-Inconsistent Preferences, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 104, 325–45
- Pescatori, A., Sandri, D., y Simon, J. 2014. 'Debt and Growth: Is There a Magic Threshold?', IMF Working Papers no. 14/34
- Petersen, M. A. and Rajan, R. G. 1995. The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, no. Mayo, 407–43
- Petkova, S., Yanakieva, A., y Bogoslovov, S. 2019. 'The Bulgarian economic policy in answer to the financial crisis: some aspects of what went wrong', manuscrito
- Petkovski, M., Naumovska, E., Jovanovski, K., y Trenovski, B. 2016. 'Determinants of Bank Credit Growth in Macedonia', Faculty of Economics of Ss. Cyril and Methodius University in Skopje
- Petrevski, G. y Jovanovski, K. 2009. 'The Global Financial and Economic Crisis: Its Impact on Macedonia', Faculty of Economics of Ss. Cyril and Methodius University in Skopje
- Petrova, T. 2017. Monetary Indicators of the Financial Stability of the Republic of Moldova, *The Journal Contemporary Economy*, vol. 2, no. 4, 117–24
- Petrovic, P. 2010. Economic crisis in Serbia: impacts and responses, en Barlett, W. and Monastiriotis (eds.), *South Eastern Europe after the economic crisis: a new dawn or back to business as usual?*, LSE Reprographics Department
- Pfeifer, K. 1999. How Tunisia, Morocco, Jordan and even Egypt became IMF 'success stories' in the 1990s, *Middle East Report*, vol. 210, 23–27
- Phylaktis, K. 1995. Banking in Cyprus in the 1990s, pp. 145–57, en Phylaktis, K. (ed.), *The Banking System of Cyprus*, London, Palgrave Macmillan
- Piekkola, H. 2018. Internationalization via export growth and specialization in Finnish regions, *Cogent Economics and Finance*, vol. 6, no. 1, 1–25
- Piketty, T., Saez, E., y Stantcheva, S. 2011. 'Optimal Labor Income Taxation: a Tale of Three Elasticities', NBER Working Paper no. 17616
- Pina, Á. 2011. 'Structural reforms to reduce unemployment and restore competitiveness in Ireland', OECD Economics Department Working Papers no. 910
- Pincus, J. y Ramli, R. 1998. Indonesia: From showcase to basket case, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 22, no. 6, 723–34
- Plakalović, N. 2008. The safety network system and prospects for the appearance of a financial crisis in Bosnia and Herzegovina, *Economic Annals*, vol. 53, no. 178–179, 198–229
- Plakans, A. 2009. Latvia: Normality and disappointment, *East European Politics and Societies*, vol. 23, no. 4, 518–25
- Plödt, M., Boysen-Hogrefe, J., Jannsen, N., y Schwarzmüller, T. 2015. 'An empirical evaluation of macroeconomic surveillance in the European Union', Kiel Working

Papers no. 2014

- Van Der Ploeg, F. 2005. Back to Keynes?, *CESifo Economic Studies*, vol. 51, no. 4, 777–822
- Pomfret, R. 2009. The Post-2007 Financial Crisis and Policy Challenges facing Australia, *Economic Papers: A journal of applied economics and policy*, vol. 28, no. 3, 255–63
- Poon, S.-H. 1999. Malaysia and the Asian Financial Crisis: A View from the Finance Perspective, *African Finance Journal*, no. Special Issue
- Portes, R., Baldursson, F. M., y Olafsson, F. 2011. The Internationalization of Iceland's Financial Sector, pp. 160–240, en Aliber, R. Z. y Zoega, G. (eds.), *Preludes to the Icelandic Financial Crisis*, New York, Palgrave Macmillan
- Poterba, J. M. 1994. State Responses to Fiscal Crises: The Effects of Budgetary Institutions and Politics, *Journal of Political Economy*, vol. 102, no. 4, 799–821
- Premaratne, S. P., Ravinthirakumaran, N., y Kesaverajah, M. 2011. Twin deficits in Sri Lanka: an econometric analysis, *Sri Lanka Economic Journal*, vol. 12, no. 1,2, 31–63
- Priftis, R. y Zimic, S. 2018. 'Sources of borrowing and fiscal multipliers', European Central Bank Working Paper Series no. 2209
- Psacharopoulos, G. y Patrinos, H. A. 2004. Returns to investment in education: A further update, *Education Economics*, vol. 12, no. 2, 111–34
- Purfield, C. y Rosenberg, C. 2010. 'Adjustment under a Currency Peg: Estonia, Latvia and Lithuania during the Global Financial Crisis 2008-09', IMF Working Papers no. 213
- Qazizada, W. y Stockhammer, E. 2015. Government spending multipliers in contraction and expansion, *International Review of Applied Economics*, vol. 29, no. 2, 238–58
- Quazi, R. M. 2005. Effects of Foreign Aid on GDP Growth and Fiscal Behavior: An Econometric Case Study of Bangladesh, *The Journal of Developing Areas*, vol. 38, no. 2, 95–117
- Quigley, J. M. 2001. Real estate and the Asian crisis, *Journal of Housing Economics*, vol. 10, no. 2, 129–61
- Quispe-Agnoli, M. y Whisler, E. 2006. Official dollarization and the banking system in Ecuador and El Salvador, *Economic Review*, vol. Third Quarter
- Rabenhorst, C. y Mihalache, N. 2007. Moldova: Guiding Mortgage Market Development Through Legal Reform, *Housing Finance International*, vol. 21, no. 3, 26–32
- Radelet, S. y Sachs, J. D. 1998. The East Asian financial crisis: Diagnosis, remedies, prospects, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1998, no. 1, 1–90
- Ragan, C. T. S. 2013. *Economics*, Ontario, Pearson 14th Canadian edn
- Rahman, H. 2009. Relative Effectiveness of Monetary and Fiscal Policies on Output Growth in Bangladesh: A VAR Approach, *Bangladesh Journal of Political Economy*, vol. 22, no. 1/2
- Ramey, V. A. 2011. Identifying government spending shocks: It's all in the timing, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 126, no. 1, 1–50
- Ramey, V. A. y Shapiro, M. D. 1998. Costly capital reallocation and the effects of government spending, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 48, 145–94
- Ramos, A. 2015. 'La modellización econométrica como una modalidad de la economía aplicada', manuscrito
- Ramsses, M. 2007. 'Competencia y regulación en la banca: el caso de Honduras',

CEPAL Estudios y perspectivas no. 91

- Rana, E. A. y Wahid, A. N. M. 2017. Fiscal Deficit and Economic Growth in Bangladesh: A Time-Series Analysis, *The American Economist*, vol. 62, no.1, 1–12
- Rasiah, R. 1998. The Malaysian financial crisis: capital expansion, cronyism and contraction, *Journal of the Asia Pacific Economy*, vol. 3, no. 3, 358–78
- Ravn, M., Schmitt-Grohé, S., y Uribe, M. 2006. Deep habits, *Review of Economic Studies*, vol. 73, 195–218
- RBA. 2005. 'Financial Stability Review', Reserve Bank of Australia September 2005
- Reinhard, L. F. M. y Li, S. 2011. The influence of taxes on corporate financing and investment decisions against the background of the German tax reforms, *European Journal of Finance*, vol. 17, no. 7–8, 717–37
- Reinhardt, N. 2000. Back to basics in Malaysia and Thailand: The role of resource-based exports in their export-led growth, *World Development*, vol. 28, no. 1, 57–77
- Reinhart, C. M. y Rogoff, K. S. 2009. *This time is different: Eight centuries of financial folly*, Princeton University Press
- Reiter, J. 2003. Changing the Microfoundations of Corporatism: The Impact of Financial Globalisation on Swedish Corporate Ownership, *New Political Economy*, vol. 8, no. 1, 103–25
- Remeur, C. 2018. 'Listing of tax havens by the EU', European Parliamentary Research no
- Renaud, B., Zhang, M., y Koeberle, S. 1998. 'How the Thai real estate boom undid financial institutions: what can be done now', Conferencia en Thailand's Dynamic Economic Recovery and Competitiveness el 17 de julio de 1998
- Ricco, G., Callegari, G., y Cimadomo, J. 2016. Signals from the Government: Policy Uncertainty and the Transmission of Fiscal Shocks, *Journal of Monetary Economics*, vol. 82, no. C, 107–18
- Riedl, A. y Rocha-Akis, S. 2012. How elastic are national corporate income tax bases in OECD countries? The role of domestic and foreign tax rates, *Canadian Journal of Economics*, vol. 45, no. 2, 632–71
- van Riet, A. 2010. 'Euro area fiscal policies and the crisis', European Central Bank Occasional Paper no. 109
- Ringuet, D. J. y Estrada, E. 2003. Understanding the Philippines' Economy and Politics since the Return of Democracy in 1986, *Contemporary Southeast Asia*, vol. 25, no. 2, 233–50
- Roca, S. 1997. *Perú: Destino de Inversiones 1997-1998*, Lima, ESAN
- Rodríguez-Ortiz, F. 2016. Euro zone: Succession of wrongly solved crises that questions both democracy and social cohesion, *Revista de Economía Mundial*, vol. 44, 153–72
- Rodríguez Cabrero, G. 2011. The consolidation of the spanish welfare state (1975-2010), pp. 17–38, en Guillén, M. y León, M. (eds.), *The Spanish Welfare State in European Context*, Surrey, United Kigndom, Ashgate
- Roe, A. R. 1998. The Egyptian Banking System: Liberalisation, Competition and Privatization, en El-Erian, M. y Mohieldin, M. (eds.), *Financial Development in Emerging Markets: The Egyptian Experience*, Cairo, The Egyptian Centre for Economic Studies
- Rogers, E. J. D. 2014. Out with the Old in with the New: Housing Issues for the Middle-Class in Panama City, *Tennessee Journal of Las and Policy*, vol. 4, no. 2, 1–28
- Rogoff, K. 1990. Equilibrium Political Budget Cycles, *American Economic Review*,

- vol. 80, no. 1, 21-36
- Rojas, J. 1999. 'El influjo de capitales al Perú', Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de Trabajo no. 177
- Rojec, M., Šušteršič, J., Vasle, B., Bednaš, M., y Jurančič, S. 2004. The rise and decline of gradualism in Slovenia, *Post-Communist Economies*, vol. 16, no. 4, 549–482
- Roll, S. 2010. 'Finance matters!' The influence of financial sector reforms on the development of the entrepreneurial elite in Egypt, *Mediterranean Politics*, vol. 15, no. 3, 349–70
- Romanova, I. 2012. Bank lending and crisis: case of Latvia, *Journal of Business Management*, vol. 5, no. Special Edition, 87–97
- Romp, W. y Haan, J. De. 2007. Public capital and economic growth: A critical survey, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, vol. 8, no. special, 6–52
- Rosensweig, J. A. y Tallman, E. W. 1993. Fiscal policy and trade adjustment: are the deficits really twins?, *Economic Inquiry*, vol. 31, 580–94
- Rosnick, D. y Weibstrot, M. 2013. 'Policy alternatives for a return to full employment in Spain', Center for Economic and Policy Research November
- Rotemberg, J. J. y Woodford, M. 1992. Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity, *Journal of Political Economy*, vol. 100, no. 6, 1153–1207
- Roubini, N. y Sachs, J. D. 1989. Political and economic determinants of budget deficits in the industrial democracies, *European Economic Review*, vol. 33, 903-938
- Rozenberg, A. B. 2000. 'Efectos de la crisis económica y financiera internacional, de 1997 a 1999, en la balanza de pagos del Perú', Pontificia Universidad Católica del Perú Documentos de trabajo no. 186
- Rubio, O. B. 2007. El marco de la política fiscal en España: sostenibilidad del déficit público e implicaciones de la UEM, *Información Comercial Española, ICE: Revista de Economía*, no. 837, 57–70
- Rugayah, M. 1995. Public enterprises, en Jomo, K. S. (ed.), *Privatizing Malaysia: rents, Rhetoric and Reality*, Boulder, Westview Press
- Rustomjee, C. 2006. Pathways Through Financial Crisis: South Africa, *Global Governance*, vol. 12, no. 4, 431–48
- Safirova, E. 2012. 'The Mineral Industry of Kazakhstan' Minerals Yearbook U.S. Department of the Interior
- Salanié, B. 2011. *The Economics of Taxation*, MIT Press
- Salvatore, D. 2006. Twin deficits in the G-7 countries and global structural imbalances, *Journal of Policy Modeling*, vol. 28, 701–12
- Samuelson, P. A. 1952. *Economics: An Introductory Analysis*, New York, McGraw-Hill
- Sanabria, A. y Medialdea, B. 2016. Lending calling. Recession by over-indebtedness: Description and specific features of the Spanish case, *Panoeconomicus*, vol. 63, no. 2, 195–210
- Sargent, T. J. y Wallace, N. 1975. 'Rational' Expectations, the Optimal Monetary Instrument, and the Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy*, vol. 83, no. 2, 241–54
- Sarmiento, M. J. 2018. The Fiscal Compact, the European Semester, and the Two-Pack and Six-Pack., pp. 47–67, en *Public Finance and National Accounts in the European Context.*, Cham, Springer
- Saulniers, A. H. 1993. Privatization in Morocco, pp. 212–29, en Ramanadham (ed.), *Privatizacion. A Global Perspective*, London, Routledge
- Savage, J. D. y Howarth, D. 2018. Enforcing the European Semester: the politics of



- asymmetric information in the excessive deficit and macroeconomic imbalance procedures, *Journal of European Public Policy*, 1350–176
- Sawyer, M. 2011. Progressive approaches to budgets deficits, pp. 143–59, en Onaran, O., Niechoj, T., Stockhammer, E., Truger, A., y van Treeck T. (eds.), *Stabilising an unequal economy? Public debt, financial regulation, and income distribution*, Marburg, Metropolis Verlag
- Schmitt, E. D. 2000. Does rising consumer debt signal future recessions? Testing the causal relationship between consumer debt and the economy, *Atlantic Economic Journal*, vol. 28, no. 3, 333–45
- Schor, J. B. 1998. *The Overspent American: Upscaling, Downshifthing, and the New Consumer*, New York, Basic Books
- Schraten, J. 2014. The transformation of the South African credit market, *Transformation: Critical Perspectives on Southern Africa*, vol. 85, 1–20
- Seccareccia, M. 2005. Growing Household Indebtedness and the Plummeting Saving Rate in Canada: An Explanatory Note, *The Economic and Labour Relations Review*, vol. 16, no. 1, 133–51
- Seidman, L. 2012. Keynesian stimulus versus classical austerity, *Review of Keynesian Economics*, no. Inaugural Issue, 77–92
- Semieniuk, G., Truger, A., y van Treeck, T. 2012. 'Reducing Economic Imbalances in the Euro Area: Some Remarks on the Current Stability Programs, 2011–14', Levy Economics institute Working Paper no. 694.
- Sen, A. 1997. Inequality, unemployment and contemporary Europe, *International Labour Review*, vol. 136, 155–71
- Sendi, R. 1999. Housing construction in the transition period: Slovenia's non-starter situation, *Housing Studies*, vol. 14, 803–19
- Shaqiri, J. 2011. Impact of global economic crisis on the economies of Western Balkan (Macedonian economy), *SEEU Review*, vol. 8, no. 1, 106–20
- Sharma, S. D. 2001. The Indonesian Financial Crisis: From Banking Crisis to Financial Sector Reforms, 1997–2000, *Indonesia*, vol. 71, 79–110
- Shen, W. and Yang, S.-C. S. 2012. 'The Effects of Government Spending Under Limited Capital Mobility', International Monetary Fund Working Papers no. 129
- Sheng, Y. K. y Kirinpanu, S. 2000. Once only the sky was the limit: Bangkok's housing boom and the financial crisis in Thailand, *Housing Studies*, vol. 15, no. 1, 11–27
- Shilpi, F. 2005. Improving the Rural Investment Climate for Non-Farm Enterprises, pp. 281–315, en Ahmed, S. (ed.), *Transforming Bangladesh into a Middle Income Economy*, Delhi, Macmillan India Ltd. for the World Bank
- Sigler, T. J. 2014. Monaco with bananas, a tropical Manhattan, or a Singapore for Central America? Explaining rapid urban growth in Panama City, Panama, *Singapore Journal of Tropical Geography*, vol. 35, no.2, 261–78
- Sigurjonsson, T. O. 2011. Privatization and Deregulation: a Chronology of Events, pp. 26–40, en Aliber, R. Z. y Zoega, G. (eds.), *Preludes to the Icelandic Financial Crisis*, New York, Palgrave Macmillan
- Sigurjonsson, T. O. y Mixa, M. W. 2011. Learning from the 'worst behaved': Iceland's financial crisis and the Nordic comparison, *Thunderbird International Business Review*, vol. 53, no. 2, 209–23
- Slay, B. 2010. The macroeconomic and social impact of the global financial crisis on South Europe, en Barlett, W. y Monastiriotis (eds.), *South Eastern Europe after the economic crisis: a new dawn or back to business as usual?*, LSE Reprographics Department
- Slemrod, J. y Wilson, J. D. 2009. Tax competition with parasitic tax havens, *Journal of*

- Public Economics*, vol. 93, no. 11–12, 1261–70
- Smeets, S. y Beach, D. 2020. Political and instrumental leadership in major EU reforms. The role and influence of the EU institutions in setting-up the Fiscal Compact, *Journal of European Public Policy*, vol. 27, no. 1, 63–81
- Smith, C. W., Miller, M. H., y Upton, C. W. 1975. *Macroeconomics: A Neoclassical Introduction*, Irwin:, Hoomewood IL
- Socheth, H. 2013. 'Impact of the Global Financial Crisis on Cambodian Economy at Macro and Sectoral Levels', CRDI Working Paper Series no. 72
- Sopanha, S. 2006. Capital flows and credit booms in emerging market economies, *Financial Stability Review of Banque de France*, vol. 9, 49–66
- Sothan, S. 2014. Causal Relationship between Domestic Saving and Economic Growth: Evidence from Cambodia, *International Journal of Economics and Finance*, vol. 6, no. 9, 213–20
- South African Department of Trade and Industry. 2005. 'Regulations Made in Terms of the National Credit Act', Government Notice no. 34
- Spilimbergo, A., Schindler, M., y Symansky, S. 2009. 'Fiscal Multipliers', IMF Staff Position Notes no. 09/11
- Stähler, N. y Thomas, C. 2012. 'FiMod - A DSGE model for fiscal policy simulations', Banco de España Documentos de Trabajo no. 1110
- Stapledon, N. 2009. Housing and the global financial crisis: US versus Australia, *The Economic and Labour Relations Review*, vol. 19, no. 2, 1–16
- Stehn, S. 2012. 'The fiscal multiplier at the zero bound. US Economic Analyst', Goldman Sachs Global ECS Research no. 12/13.
- Steigum, E. 2009. The boom and bust cycle in Norway, pp. 202–20, en Jonung, L., Kiander, J., y Vartia, P. (eds.), *The Great Financial Crisis in Finland and Sweden*, Cheltenham, Edward Elgar
- Stenfors, A. 2014. 'Financialisation and the Financial and Economic Crises: The Case of Sweden', FESSUD Studies in Financial Systems no. 27
- Stepanyan, A. y Leigh, L. 2015. 'Fiscal Policy Implications for Labor Market Outcomes in Middle-Income Countries', IMF Working Paper no. 15/17.
- Stiglitz, J. 2010. *Freefall: America, free markets, and the sinking of the world economy*, London, Norton
- Stix, H. 2011. Euroization: What factors drive its persistence? Household data evidence for Croatia, Slovenia and Slovakia, *Applied Economics*, vol. 43, no. 21, 2689–2704
- Stock, J. y Watson, M. 2012. *Introducción a la Econometría*, Madrid, Pearson Educación, S.A.
- Stockhammer, E. 2011. Peripheral Europe's debt and German wages: The role of wage policy in the Euro area, *International Journal of Public Policy*, vol. 7, no. 1, 83–96
- Stockhammer, E. 2016. Neoliberal growth models, monetary union and the Euro crisis. A post-Keynesian perspective, *New Political Economy*, vol. 21, no. 4, 365–79
- Stockhammer, E. y Sotiropoulos, D. P. 2014. Rebalancing the Euro Area: The Costs of Internal Devaluation, *Review of Political Economy*, vol. 26, no. 2, 210–33
- Strauch, R. R. 1998. 'Budget Processes and Fiscal Discipline: Evidence from the US States', IMF Working Paper
- Stubos, G. y Tsikripis, I. 2004. 'Banking Sector Developments in South-eastern Europe', WIIW Working Paper no. 4
- Stubos, G. y Tsikripis, I. 2005. 'Regional Integration challenges in South East Europe: Banking Sector Trends', Bank of Greece Working Paper no. 24

- Suryahadi, A., Hadiwidjaja, G., y Sumarto, S. 2012. Economic growth and poverty reduction in Indonesia before and after the Asian financial crisis, *Bulletin of Indonesian Economic Studies*, vol. 48, no. 2, 209–27
- Sutherland, D., Hoeller, P., y Merola, R. 2012. 'Fiscal Consolidation: Part 1. How Much is Needed and How to Reduce Debt to a Prudent Level?' Organisation for Economic Co-operation and Development Economics Department Working Paper no. 932.
- Sutt, A., Korju, H., y Siibak, K. 2011. 'The Role of Macro-Prudential Policies in the Boom and Adjustment Phase of the Credit Cycle in Estonia', The World Bank, Policy Research Working Paper no. 5835
- Swiston, A. 2012. External Linkages and Economic Integration as of 2009, pp. 5–32, en Piñón, M., López-Mejía, A., Garza, M., and Delgado, F. L. (eds.), *Central America, Panama, and the Dominican Republic: Challenges Following the 2008-09 Global Crisis*, Washington D.C., International Monetary Fund
- Tang, T. C. 2003. Bank Lending and Economic Growth in Malaysia: Revisited, *Analysis*, vol. 10, no. 1, 69–87
- Taylor, J. B. 1993. Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Confer. Series on Public Policy*, vol. 39, 195–214
- Tcha, M. y Suh, C. S. 2003. *The Korean economy at the Crossroads: Triumphs, difficulties and triumphs again*, New York, Routledge
- Teney, A. 2014. 'Twin deficit or twin divergence? Extending Kim & Roubini (2008) to a panel of countries', Department of Economics, 257 Snow Hall, University of Kansas, Lawrence,
- Terrones, M. y Mendoza, E. 2004. 'Are Credit Booms in Emerging Markets a Concern?', Chapter no. 4, 147-166
- The House Prices Unit. 2011. 'Final report of the House Prices Unit: House price increases and housing in New Zealand', Department of the Prime Minister and Cabinet, disponible en <https://dpmc.govt.nz/publications/final-report-house-prices-unit%C2%A0house-price-increases-and-housing-new-zealand>. Último acceso el 15 de octubre de 2020.
- Thorhallsson, B. y Kattel, R. 2013. Neo-Liberal Small States and Economic Crisis: Lessons for Democratic Corporatism, *Journal of Baltic Studies*, vol. 44, no. 1, 83–103
- Thorpe, A. 2000. Modernizing'' agriculture: neoliberal land tenure reform in Honduras, en Zoomers, A. y Van der Haar, G. (eds.), *Current land policy in Latin America: Regulating land tenure under neo-liberalism*, Amsterdam, KIT Publishers
- Tobin, J. 1963. 'Commercial Banks as Creators of money', Cowles Foundation Discussion Paper no. 159
- Tornell, A. y Westermann, F. 2002. 'Boom-Bust Cycles in Middle Income Countries : Facts and Explanation', NBER Working Paper no. 9219
- Tornell, A., Westermann, F., Martínez, L., Kehoe, T. J., y Werner, A. 2003. Liberalization, Growth, and Financial Crises: Lessons from Mexico and the Developing World, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, 1–112
- Tovar, C. E., García-Escribano, M., y Vera Martin, M. 2012. 'Credit Growth and the Effectiveness of Reserve Requirements and Other Macprudential Instruments in Latin America', IMF Working Papers 142
- Trachanas, E. y Katrakilidis, C. 2013. The dynamic linkages of fiscal and current account deficits: New evidence from five highly indebted European countries accounting for regime shifts and asymmetries, *Economic Modelling*, vol. 31, 502–10

- Tripe, D. 2009. New Zealand and the Financial Crisis of 2008: artículo presentado en el seminario de la Reserva Federal de Nueva Zelanda en Palmerston, Nueva Zelanda
- Truger, A. 2015. The fiscal compact, cyclical adjustment and the remaining leeway for expansionary fiscal policies in the Euro area, *Panoeconomicus*, vol. 62, no. 2, 157–75
- Truger, A. 2016. 'The golden rule of public investment: a necessary and sufficient reform of the EU fiscal framework?', Macroeconomic Policy Institute Working Paper no. 168
- Truman, E. 1996. The Mexican peso crisis: implications for international finance, *Federal Reserve Bulletin*, 199–209
- Turrini, A. 2004. 'Public investment and the EU fiscal framework: European Economy-Economic Papers 2008-2015 202', Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN) European Commission.
- Umezaki, S. 2006. 'Monetary and Exchange Rate Policy in Malaysia before the Asian Crisis', INE Discussion Paper no. 79
- UNCTAD. 1996. 'World Investment Report', United Nations Publication
- Unger, R. 2016. Traditional banks, shadow banks and the US credit boom: Credit origination versus financing: Deutsche Bundesbank Discussion Paper no. 11
- Urbina, J. 2015. Producto potencial y brecha del producto en Nicaragua, *Revista de Economía y Finanzas BCN*, vol. 2, no. Diciembre, 59–94
- Urbina, J. 2016. 'Credit growth in Nicaragua: Natural growth or credit boom?', MPRA Paper no. 75577
- Uvalic, M. 2004. Privatization in Serbia: The difficult conversion of self-management into property rights, pp. 211–37, en Perotin, V. y Robinson, A. (eds.), *Advances in the Economic Analysis of Participatory and Labor-Managed Firms*, JAI Press
- Uxó, J. y Álvarez, I. 2017. Is the end of fiscal austerity feasible in Spain? An alternative plan to the current Stability Programme (2015-2018), *Cambridge Journal of Economics*, vol. 41, no. 4, 999–1020
- Uxó, J., Álvarez, I., y Febrero, E. 2018. Fiscal space on the eurozone periphery and the use of the (partially) balanced-budget multiplier: The case of Spain, *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 41, no. 1, 99–125
- Välilä, T. y Mehrotra, A. 2005. 'Evolution and determinants of public Investment in Europe', European Investment Bank Papers no. 10
- Valverde, J. M. R. 1993. *Proceso de Privatización en Costa Rica ... ¿Y la Respuesta Sindical?*, San José, Aseprola/Sindeu
- Vamvoukas, G. A. 1999. The twin deficits phenomenon: Evidence from Greece, *Applied Economics*, vol. 31, no. 9, 1093–1110
- Vanev, T. 2007. Banking Sector Reform Efforts in South East European Countries, pp. 95–113, en Alzinger, W. y Petkova, I. (eds.), *Impacts of Foreign Direct Investments in Banking Sectors in South East*, Sofia, Ni Plus Publishing House
- Vargas, L. P. 2011. Costa Rica: Tercera fase de la estrategia neoliberal. Contradicciones y desafíos (2005-2010), *Revista Rupturas*, vol. 1, no. 1, 84–107
- Vastrup, C. 2009. How did Denmark avoid a banking crisis?, pp. 245–64, en Jonung, L., Kiander, J., y Vartia, P. (eds.), *The Great Financial Crisis in Finland and Sweden*, Cheltenham, Edward Elgar Publishing
- Vasudevan, R. 2009. The Credit Crisis: Is the International Role of the Dollar at Stake?, *Monthly Review*, vol. 60, no. 11, 24–35
- Velarde, J. y Rodríguez, M. 2001. 'Efectos de la crisis financiera internacional en la economía peruana 1997-1998', CIES Documento de Trabajo no. 36

- Velasco, A. 2000. Debts and deficits with fragmented fiscal policymaking, *Journal of Public Economics*, vol. 76, 105–25
- Vercelli, A. 2011. A Perspective on Minsky Moments: Revisiting the Core of the Financial Instability Hypothesis, *Review of Political Economy*, vol. 23, no. 1, 49–67
- Vermeend, W. A., Ploeg, R. van der, y Timmer, J. W. 2008. *Taxes and the economy: a survey on the impact of taxes on growth, employment, investment, consumption and the environment*, Cheltenham, Edward Elgar
- Victoria, T. 2009. Republic of Moldova in the content of international financial crisis: new challenges and economic growth mechanisms, *Revista Economica*, vol. 1, no. 44, 19–24
- Vila, A. 2011. Asset price crises and banking crises: some empirical evidence, pp. 232–52, en *Identifying International Financial Contagion*, Basel, Bank for International Settlements
- Vogiazas, S. y Nikolaidou, E. 2011. Credit risk determinants in the Bulgarian banking system and the Greek twin crises, in *MIBES International Conference*, Serres, Greece
- Vranceanu, R. y Besancenot, D. 2013. The spending multiplier in a time of massive public debt: The Euro-area case, *Applied Economics Letters*, vol. 20, no. 8, 758–62
- Vymyatnina, Y. V. y Antonova, D. 2014. Credit booms in the countries of the Eurasian Economic Union. Are they related?, *Ekonometria*, no. 45, 102–21
- Wade, R. y Veneroso, F. 1998. The Asian crisis: The high debt model versus the wall street-treasury-IMF complex, *New Left Review*, vol. 228, no. March-April, 3–23
- Wagner, C. 2012. From Boom to Bust: How Different Has Microfinance Been from Traditional Banking?, *Development Policy Review*, vol. 30, no. 2, 187–210
- Warf, B. 2002. Tailored for Panama: Offshore banking at the crossroads of the Americas, *Geografiska Annaler, Series B: Human Geography*, vol. 84, no. 1, 33–47
- Warmendinger, T., Checherita-Westphal, C., y de Cos, P. H. 2015. 'Fiscal multipliers and beyond', European Central Bank Occasional Paper no. 162.
- Watanagase, T. 1990. 'Banks in Distress--The Case of Bangladesh', IMF Working Paper no. 81
- Weber, E. y Kirchner, R. 2011. 'Credit Growth in Moldova: Empirical Analysis and Policy Recommendations', Policy Paper Series no. 3
- Weingast, B. R., Shepsle, K. A., y Johnsen, C. 1981. The political economy of benefits and costs: a neoclassical approach to distributive politics., *Journal of Political Economy*, vol. 89, 642–64
- Werning, I. 2007. Optimal fiscal policy with redistribution, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 122, no. 3, 925–77
- Whitt, J. A. 1996. The Mexican Peso Crisis, *Economic Review*, vol. 81, no. 1
- Williamson, J. y Mahar, M. 1998. A Survey of Financial Liberalization, *Essays in International Finance*, vol. 211
- Wolf, M. 2008. Keynes offers us the best way to think about the financial crisis, *Financial Times*
- Wolfson, M. H. 2016. Minsky's theory of financial crises in a global context, *Journal of Economic Issues*, vol. 36, no. 2, 393–400
- Wolters, M. H. 2012. Estimating monetary policy reaction functions using quantile regressions, *Journal of Macroeconomics*, vol. 34, no. 2, 342–61
- Woo, J. 1991. *Race to the Swift: State and Finance in Korean Industrialization*, New

- York, Columbia University Press
- Woo, J. y Kumar, M. S. 2015. 'Public Debt and Growth', IMF Working Papers no. 10/174
- Wood, G., Watson, R., y Flatau, P. 2006. Low income housing tax credit programme impacts on housing affordability in Australia: Microsimulation model estimates, *Housing Studies*, vol. 21, no. 3, 361–80
- Woodford, M. 1990. Public debt as private liquidity, *American Economic Review*, vol. 80, 382–88
- Woodford, M. 2011. Simple analytics of the government expenditure multiplier, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 3, no. 1, 1–35
- Wooldridge, J. M. 2013. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Mason, South-western Gengage Learning
- World Bank. 1996. *Managing Capital Flows in East Asia*, Washington D.C., World Bank
- World Bank. 1997. 'Kingdom of Morocco', Country Assistance Review Report no. 16323
- World Bank. 2005. 'Country Assistance Strategy for the Kingdom of Morocco', Report no. 31879
- World Bank. 2007. 'Country Assistance Strategy Progress Report for the Kingdom of Morocco for the Period FY06-09', Report 41254
- World Bank. 2009. 'Country Partnership Strategy for the Kingdom of Morocco for the Period FY10-13', Report no. 50316
- Worthington, S. 1988. Credit cards in the united kingdom-where the power lies in the battle between the banks and the retailers, *Journal of Marketing Management*, vol. 4, no. 1, 61–70
- Wray, L. R. 1991. Money and credit in capitalist economies: the endogenous money approach, *Choice Reviews Online*, vol. 29, no. 1
- Wray, L. R. 1998. 'Goldilocks and the Three Bears', The Levy Economic Institute Policy Note no. 7
- Wray, L. R. 2000. 'Can The Expansion Be Sustained? A Minskian View', The Levy Economic Institute Policy Note no. 5
- Wray, L. R. 2012a. Imbalances? What imbalances? Levy Economic Institute of Bard College Working Paper no. 704.
- Wray, L. R. 2012b. *Modern money theory: A primer on macroeconomics for sovereign monetary systems*, New York, Palgrave Macmillan
- Wren-Lewis, S. 2011. Lessons from failure: Fiscal policy, indulgence and ideology, *National Institute Economic Review*, vol. 217, no. 1, 31–46
- Wyplosz, C. 2007. 'Debt sustainability assessment: the IMF approach and alternatives', IHEID Working Paper no. 3
- Xiang, D., Shamsuddin, A., y Worthington, A. C. 2015. The differing efficiency experiences of banks leading up to the global financial crisis: A comparative empirical analysis from Australia, Canada and the UK, *Journal of Economics and Finance*, vol. 39, 327–46
- Yi, R. 2012. Chow Test Analysis on Structural Change in New Zealand Housing Price During Global Subprime Financial Crisis, en *18th Annual Pacific-Rim Real Estate Society Conference Adelaide*, Honk Kong Shue Yan University
- Young, C. and Varner, C. 2011. Millionaire migration and state taxation of top incomes: Evidence from a natural experiment, *National Tax Journal*, vol. 64, nos. 2, Part 1, 255–84
- Zaman, H. 2005. Scaling Up of Micro finance, pp. 315–33, en Ahmed, S. (ed.),

- Transforming Bangladesh into a Middle Income Economy*, Delhi, Macmillan India Ltd. for the World Bank
- Zeilstra, A. S. y Elbourne, C. 2014. Follow the leader? Public and private wages in the Netherlands": CPB Discussion Paper no. 274
- Zenios, S. A. 2013. The Cyprus Debt: Perfect Crisis and a Way Forward, *Cyprus Economic Policy Review*, vol. 7, no. 1, 3–45
- Zezza, G. 2009. Fiscal policy and the economics of financial balances, *European Journal of Economics and Economic Policies: Intervention*, vol. 6, no. 2, 289–310
- Zhu, H. 2002. The case of the missing commercial real estate cycle, *BIS Quarterly Review*, vol. September, 56–66
- Zoega, G. 2011. A Spending Spree, pp. 296–301, en Aliber, R. Z. y Zoega, G. (eds.), *Preludes to the Icelandic Financial Crisis*, New York, Palgrave Macmillan

## ANEXO

### 1. Lista de paraísos fiscales elaborada por el Parlamento Europeo

Afganistán
Albania
Andorra
Anguilla
Antigua y Barbuda
Armenia
Aruba
Bahamas
Barbados
Baréin
Belice
Bermuda
Bosnia y Herzegovina
Botsuana
Cabo Verde
Catar
Curazao
Dominica
Etiopía
Fiyi
Granada
Groenlandia
Guam
Guernsey
Guyana
Hong Kong
Irán
Iraq
Isla de Man
Isla Labuan
Islas Británicas Vírgenes
Islas Caimán
Islas Cook
Islas Feroe
Islas Marshall
Islas Turcas y Caicos
Islas Vírgenes
Jamaica
Jersey
Jordán



Laos
Liechtenstein
Macao
Macedonia del Norte
Malasia
Maldivas
Marruecos
Mauricio
Mongolia
Montenegro
Namibia
Nauru
Niue
Nueva Caledonia
Omán
Palaos
Panamá
Perú
Republica de Corea
República Popular Democrática de Corea
Samoa
Samoa Americana
San Cristóbal y Nieves
San Marino
San Vicente y las Granadinas
Santa Lucía
Servia
Seychelles
Siria
Sri Lanka
Suazilandia
Tailandia
Taiwán
Trinidad y Tobago
Túnez
Turquía
Uganda
Uruguay
Vanuatu
Vietnam
Yemen

Fuente: Remeur (2018)

## 2. Procedimiento de Desequilibrio Macroeconómico

El paquete de medidas legislativas Six-Pack aprobado en 2011 introdujo por primera vez el Procedimiento de Desequilibrio Macroeconómico (MIP por sus siglas en inglés “Macroeconomic Imbalances Procedure”), un mecanismo de detección y corrección de desequilibrios macroeconómicos en la Unión Europea. Su creación estuvo motivada por la preocupación que se había originado tras la llamada “crisis del euro” con respecto a los riesgos potenciales que podían tener para el conjunto de la unión monetaria los desequilibrios existentes en algún país, y no sólo los de naturaleza fiscal (Comisión Europea, 2016).

La Regulación número 1176/2011 define “desequilibrios” como cualquier tendencia que dé lugar a desarrollos macroeconómicos que afecten negativamente –o tengan el potencial de afectar negativamente– al funcionamiento adecuado de la economía de un Estado miembro o de la unión económica y monetaria, o de la Unión en su conjunto; y “desequilibrios excesivos” como desequilibrios que ponen en peligro –o corren el riesgo de poner en peligro– el funcionamiento adecuado de la unión económica y monetaria.

Existen diversos pasos en este procedimiento. El primero de ellos es detectar a partir de una serie de indicadores si los países miembros están experimentando algún desequilibrio. Se utiliza un marcador compuesto de 14 indicadores (inicialmente eran 11) que cuentan con un margen de referencia específico, de forma que habría un indicio de desequilibrio si el valor se situara fuera de dicho intervalo. Los indicadores recogen tres tipos de desequilibrios: externos (cuenta corriente, posición de inversión internacional neta, tipo de cambio real, cuotas de mercado de exportación, y costes laborales unitarios nominales), internos (precios inmobiliarios, flujo de crédito al sector privado, deuda del sector privado, deuda pública, tasa de desempleo, y pasivos financieros totales) y de desempleo (tasa de actividad, tasa de desempleo de larga duración, y jóvenes que no trabajan ni estudian) (Comisión Europea, 2015).

Las economías nacionales que presenten indicios de desequilibrios a partir del marcador y de otro tipo de información pasan a ser objeto de un estudio más profundo. Si siguen mostrando riesgos de desequilibrio, la Comisión Europea podría proponer recomendaciones para afrontarlos. Estas recomendaciones son monitoreadas a través de un sistema de vigilancia y de informes. Si algún estado miembro presenta desequilibrios excesivos, la Comisión Europea puede activar el “protocolo de desequilibrio excesivo”, que implica la adopción de un programa correctivo con fechas límite, que será supervisado durante un año. Si hay repetidos incumplimientos se podrían activar sanciones por el 0,1% del PIB (Comisión Europea, 2014). Sin embargo, hasta la fecha este último procedimiento no ha sido activado (Bricongne *et al.*, 2019).

No obstante, a pesar de conformar un sistema caracterizado por criterios claros y medibles, el MIP no ha cobrado tanta importancia como el protocolo de déficit excesivo y no ha tenido ningún papel relevante en las instituciones europeas. Varios son los motivos que explicarían esto. Para empezar, su implementación ha sido objeto de un intenso debate todavía no resuelto y sobre la que hay muchas propuestas de reforma y mejora (Erhart *et al.*, 2018; García and Bengoechea, 2018). Además, la vulneración de los umbrales de los indicadores no es suficiente para activar el procedimiento, pues los indicadores no son objetivos concretos ni instrumentos de política. Concretamente la

regulación comunitaria recoge de forma explícita que “las conclusiones no deberían ser extraídas de una lectura automática del marcador” (Parlamento Europeo, 2011). Además, muchas otras instituciones comunitarias como el Banco Central Europeo, el Parlamento Europeo, Consejo de Asuntos Económicos y Financieros de la Unión Europea, la Junta Europea de Riesgo Sistémico y la Cooperación Política Europea pueden aportar al proceso de decisión (Plödt *et al.*, 2015) y en dicha posición pesan otros motivos –que son incluso de carácter político– como la contribución al presupuesto comunitario (Ademmer *et al.*, 2018). De hecho, en ocasiones el MIP ha sido sustituido en algunos países por los programas de ayuda financiera, como en España y Chipre (Bricongne *et al.*, 2019). Por otro lado, el hecho de que sea un mecanismo más abierto y subjetivo que el protocolo de déficit excesivo, así como que es contrario a los intereses de muchos estados miembro, ha llevado a muchos gobiernos nacionales a ignorar este mecanismo e incluso a boicotear algunas de sus reformas –especialmente las relacionadas con la mejora en la obtención de datos– (Bauer and Becker, 2014; da Conceição-Heldt, 2016; Savage and Howarth, 2018).

Como se puede ver, aunque este procedimiento guarda cierta relación con el planteamiento teórico utilizado en este trabajo, las diferencias son mucho más numerosas e importantes que las similitudes, lo que hace que en realidad sean enfoques de naturaleza muy distintas. Lo que mantienen en común es la preocupación por desequilibrios distintos a los fiscales y, concretamente, por los relacionados con el saldo por cuenta corriente y el crédito privado. Sin embargo, las similitudes acaban aquí.

El MIP pone el foco de atención en los dos elementos citados pero dentro de un paquete de indicadores mucho más amplio y variado que incluye factores notablemente distantes a los mencionados (como la tasa de población activa) y entre los cuales las interrelaciones no son fáciles de percibir ni analizar. En cambio, el enfoque utilizado en esta investigación recoge estos indicadores de forma exclusiva y plantea que mantienen un estrecho vínculo contable con el saldo público. El diálogo entre el saldo público, el privado y el corriente es total y puede ser medido fácilmente a través de la contabilidad. En cambio, el MIP introduce el saldo por cuenta corriente y el flujo del sector privado como variables que deben ser tenidas en cuenta de forma aislada, sin que se presuponga ninguna relación sistemática entre ellas ni con el saldo público. Esto provoca que cada variable tenga su propio umbral o intervalos límite (entre el -4% y +6% del PIB en el caso del saldo por cuenta corriente y el 15% del PIB en el caso del flujo de crédito privado) que marcarían tentativamente la existencia de desequilibrios, mientras que en el planteamiento que utilizamos en este trabajo la existencia de desequilibrios sólo puede ser percibida analizando la panorámica conjunta y, además, a lo largo del tiempo. Por ejemplo, un déficit por cuenta corriente del -6% no tendría por qué estar indicando ningún tipo de desequilibrio macroeconómico, especialmente si fuese puntual o si estuviese compensado con el déficit público en vez de con el déficit privado. Tampoco tendría por qué ser preocupante un flujo de crédito privado superior al 15% del PIB si fuese puntual o si respondiese a un crecimiento económico saludable, especialmente en un contexto de superávit por cuenta corriente.

En cualquier caso, y a pesar de sus mencionadas limitaciones, la creación del MIP supone un paso que va por el buen camino, pues invita a dejar de poner el foco exclusivamente en indicadores fiscales para valorar la existencia de riesgos macroeconómicos. Es una mala noticia que las instituciones europeas le concedan un papel secundario y que le den protagonismo absoluto a las reglas de disciplina fiscal,

mucho más limitadas y mal orientadas. Esperamos que los resultados de este trabajo contribuyan de alguna forma a mejorar el diseño, orientación y aplicación de los protocolos europeos para detectar y corregir desequilibrios macroeconómicos.

### 3. Resultados econométricos

#### 3.1 Finlandia

##### *Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado*

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.639063	0.0096
Test critical values:		
1% level	-2.622585	
5% level	-1.949097	
10% level	-1.611824	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1981Q4 1991Q4

Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.202051	0.076562	-2.639063	0.0123
D(SALDO(-1),2)	0.934873	0.137665	6.790920	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.100584	0.120835	0.832411	0.4108
D(SALDO(-3),2)	0.137352	0.125727	1.092466	0.2821
D(SALDO(-4),2)	-0.724813	0.125394	-5.780283	0.0000
D(SALDO(-5),2)	0.740415	0.135708	5.455933	0.0000
R-squared	0.798880	Mean dependent var		-0.008506
Adjusted R-squared	0.770148	S.D. dependent var		0.113828
S.E. of regression	0.054573	Akaike info criterion		-2.844110
Sum squared resid	0.104236	Schwarz criterion		-2.593343
Log likelihood	64.30426	Hannan-Quinn criter.		-2.752795
Durbin-Watson stat	2.118409			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.502597	0.0007
Test critical values:		
1% level	-3.581152	
5% level	-2.926622	
10% level	-2.601424	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1980Q3 1991Q4  
Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1))	-0.642738	0.142748	-4.502597	0.0000
C	0.766016	0.280061	2.735178	0.0090
R-squared	0.315424	Mean dependent var		0.047826
Adjusted R-squared	0.299866	S.D. dependent var		1.865921
S.E. of regression	1.561291	Akaike info criterion		3.771408
Sum squared resid	107.2558	Schwarz criterion		3.850915
Log likelihood	-84.74239	Hannan-Quinn criter.		3.801192
F-statistic	20.27338	Durbin-Watson stat		1.994523
Prob(F-statistic)	0.000049			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 1981Q3 1991Q4  
Included observations: 42 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1, 4 to 4, 5 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.545196	34.25989	15.49471	0.0000
At most 1	0.027439	1.168529	3.841465	0.2797

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.545196	33.09136	14.26460	0.0000
At most 1	0.027439	1.168529	3.841465	0.2797

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DEUDA
-2.991158	0.004801
1.421711	-0.134554

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.051031	-0.002553
D(DEUDA)	-0.408577	-0.217894

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -5.700958

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DEUDA
1.000000	-0.001605
	(0.00626)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.152641
	(0.02518)
D(DEUDA)	1.222117
	(0.70141)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1981Q3 1991Q4

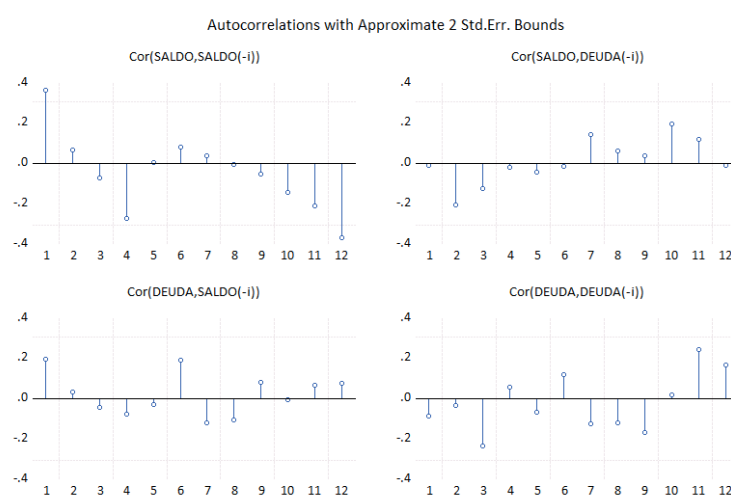
Included observations: 42 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DEUDA(-1)	-0.001605 (0.00626) [-0.25655]	
C	-0.668144	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
CointEq1	-0.152641 (0.02518) [-6.06132]	1.222117 (0.70141) [ 1.74237]
D(SALDO(-1))	1.272228 (0.05858) [ 21.7189]	-2.110181 (1.63154) [-1.29337]
D(SALDO(-4))	-0.670798 (0.10127) [-6.62355]	-0.799163 (2.82079) [-0.28331]
D(SALDO(-5))	0.845142 (0.10450) [ 8.08759]	-1.198014 (2.91059) [-0.41161]
D(DEUDA(-1))	0.004491 (0.00585) [ 0.76750]	0.150309 (0.16298) [ 0.92223]
D(DEUDA(-4))	0.007983 (0.00628) [ 1.27074]	-0.031207 (0.17497) [-0.17836]
D(DEUDA(-5))	0.007090 (0.00597) [ 1.18670]	0.347241 (0.16640) [ 2.08680]

C	-0.033478 (0.01399) [-2.39264]	0.788815 (0.38972) [ 2.02406]
R-squared	0.952075	0.310404
Adj. R-squared	0.942208	0.168428
Sum sq. resids	0.101217	78.52283
S.E. equation	0.054562	1.519702
F-statistic	96.49125	2.186318
Log likelihood	66.99582	-72.73553
Akaike AIC	-2.809325	3.844549
Schwarz SC	-2.478340	4.175534
Mean dependent	-0.041716	1.292857
S.D. dependent	0.226962	1.666513
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.006863
Determinant resid covariance		0.004497
Log likelihood		-5.700958
Akaike information criterion		1.128617
Schwarz criterion		1.873333
Number of coefficients		18

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1980Q1 1991Q4

Included observations: 42

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.365919	4	0.0791	2.201199	(4, 62.0)	0.0791
2	1.889193	4	0.7561	0.471841	(4, 62.0)	0.7562
3	2.743945	4	0.6015	0.690015	(4, 62.0)	0.6016
4	6.663723	4	0.1548	1.729334	(4, 62.0)	0.1549
5	1.502822	4	0.8261	0.374187	(4, 62.0)	0.8262



Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.365919	4	0.0791	2.201199	(4, 62.0)	0.0791
2	10.45208	8	0.2347	1.355031	(8, 58.0)	0.2356
3	11.71455	12	0.4689	0.988358	(12, 54.0)	0.4718
4	16.10162	16	0.4459	1.020066	(16, 50.0)	0.4528
5	17.54445	20	0.6174	0.864196	(20, 46.0)	0.6287

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.2 Suecia

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.064120	0.0387
Test critical values:		
1% level	-2.619851	
5% level	-1.948686	
10% level	-1.612036	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1981Q2 1991Q4

Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.865251	0.419187	-2.064120	0.0457
D(SALDO(-1),2)	-0.374684	0.327080	-1.145542	0.2590
D(SALDO(-2),2)	-0.450906	0.248527	-1.814313	0.0773
D(SALDO(-3),2)	-0.631448	0.147945	-4.268133	0.0001
R-squared	0.930234	Mean dependent var		0.003593
Adjusted R-squared	0.924868	S.D. dependent var		5.498778
S.E. of regression	1.507229	Akaike info criterion		3.746830
Sum squared resid	88.59780	Schwarz criterion		3.910663
Log likelihood	-76.55685	Hannan-Quinn criter.		3.807247
Durbin-Watson stat	1.848411			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.201933	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.617364	
5% level	-1.948313	
10% level	-1.612229	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1980Q4 1991Q4

Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

D(DEUDA(-1),2)	-1.062794	0.147571	-7.201933	0.0000
R-squared	0.540426	Mean dependent var		0.051111
Adjusted R-squared	0.540426	S.D. dependent var		1.419446
S.E. of regression	0.962269	Akaike info criterion		2.782927
Sum squared resid	40.74234	Schwarz criterion		2.823075
Log likelihood	-61.61585	Hannan-Quinn criter.		2.797894
Durbin-Watson stat	2.047988			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 1981Q3 1991Q4  
Included observations: 42 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.314193	18.49299	15.49471	0.0171
At most 1	0.061198	2.652320	3.841465	0.1034

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.314193	15.84067	14.26460	0.0279
At most 1	0.061198	2.652320	3.841465	0.1034

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-0.573877	1.726803
0.199470	0.321075

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.542863	-0.253534
D(DDEUDA)	-0.060830	-0.210032

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -108.3796

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-3.009015
	(0.39604)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.311536 (0.13202)
D(DDEUDA)	0.034909 (0.08661)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1981Q3 1991Q4

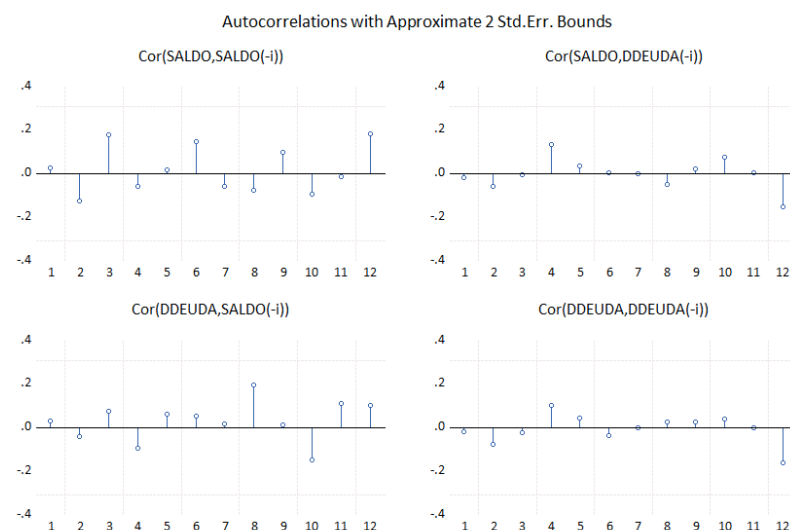
Included observations: 42 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-3.009015 (0.39604) [-7.59782]	
C	4.107329	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.311536 (0.13202) [-2.35971]	0.034909 (0.08661) [ 0.40305]
D(SALDO(-1))	-0.093216 (0.18881) [-0.49370]	-0.008801 (0.12387) [-0.07106]
D(SALDO(-2))	0.026486 (0.18396) [ 0.14398]	0.018333 (0.12069) [ 0.15191]
D(SALDO(-3))	-0.131505 (0.17954) [-0.73247]	-0.016162 (0.11778) [-0.13722]
D(SALDO(-4))	0.568845 (0.17436) [ 3.26246]	-0.007188 (0.11439) [-0.06284]
D(DDEUDA(-1))	-0.640633 (0.47315) [-1.35397]	-0.011448 (0.31041) [-0.03688]
D(DDEUDA(-2))	-0.951674 (0.42763) [-2.22549]	0.007191 (0.28054) [ 0.02563]
D(DDEUDA(-3))	-0.489419 (0.42857) [-1.14197]	-0.010768 (0.28116) [-0.03830]
D(DDEUDA(-4))	-0.534391 (0.44988) [-1.18785]	0.407017 (0.29514) [ 1.37906]

C	-0.052601 (0.24458) [-0.21507]	-0.061174 (0.16045) [-0.38125]
R-squared	0.805849	0.087308
Adj. R-squared	0.751244	-0.169386
Sum sq. resids	71.13177	30.61429
S.E. equation	1.490928	0.978109
F-statistic	14.75780	0.340124
Log likelihood	-70.65957	-52.95516
Akaike AIC	3.840932	2.997865
Schwarz SC	4.254663	3.411596
Mean dependent	0.062313	-0.042857
S.D. dependent	2.989304	0.904499
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.029471
Determinant resid covariance		0.597607
Log likelihood		-108.3796
Akaike information criterion		6.208551
Schwarz criterion		7.118759
Number of coefficients		22

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1980Q1 1991Q4  
Included observations: 42

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	0.343699	4	0.9868	0.084715	(4, 58.0)	0.9868
2	3.799179	4	0.4339	0.964414	(4, 58.0)	0.4340
3	3.942129	4	0.4139	1.001928	(4, 58.0)	0.4140

4	5.909794	4	0.2060	1.527639	(4, 58.0)	0.2061
---	----------	---	--------	----------	-----------	--------

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	0.343699	4	0.9868	0.084715	(4, 58.0)	0.9868
2	5.113458	8	0.7454	0.633533	(8, 54.0)	0.7460
3	7.628893	12	0.8134	0.619948	(12, 50.0)	0.8151
4	13.64741	16	0.6250	0.844358	(16, 46.0)	0.6316

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.3 Dinamarca

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.207465	0.0283
Test critical values:		
1% level	-2.636901	
5% level	-1.951332	
10% level	-1.610747	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1981Q4 1989Q4

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.130153	0.058961	-2.207465	0.0360
D(SALDO(-1),2)	0.786436	0.160240	4.907877	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.052511	0.170632	0.307746	0.7606
D(SALDO(-3),2)	0.063765	0.170209	0.374628	0.7109
D(SALDO(-4),2)	-0.601883	0.170198	-3.536361	0.0015
D(SALDO(-5),2)	0.493724	0.159919	3.087347	0.0046
R-squared	0.696849	Mean dependent var		0.005756
Adjusted R-squared	0.640710	S.D. dependent var		0.078262
S.E. of regression	0.046911	Akaike info criterion		-3.118176
Sum squared resid	0.059417	Schwarz criterion		-2.846084
Log likelihood	57.44990	Hannan-Quinn criter.		-3.026625
Durbin-Watson stat	1.997448			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.729951	0.0078
Test critical values:		
1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1981Q3 1989Q4

Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.599948	0.586072	-2.729951	0.0105
D(DEUDA(-1),3)	0.029663	0.470512	0.063044	0.9501
D(DEUDA(-2),3)	-0.192980	0.333598	-0.578481	0.5673
D(DEUDA(-3),3)	-0.430197	0.173769	-2.475683	0.0192
R-squared	0.924816	Mean dependent var		0.132353
Adjusted R-squared	0.917298	S.D. dependent var		5.983043
S.E. of regression	1.720602	Akaike info criterion		4.033356
Sum squared resid	88.81410	Schwarz criterion		4.212928
Log likelihood	-64.56705	Hannan-Quinn criter.		4.094595
Durbin-Watson stat	1.726389			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 1981Q1 1989Q4  
Included observations: 36 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 2

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.375161	18.35829	15.49471	0.0180
At most 1	0.038913	1.428862	3.841465	0.2319

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.375161	16.92943	14.26460	0.0185
At most 1	0.038913	1.428862	3.841465	0.2319

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-0.963671	1.019349
1.347225	-0.205720

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.000811	-0.010113
D(DDEUDA)	-1.170206	-0.045865



1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -10.17108

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-1.057777
	(0.17345)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.000782
	(0.00902)
D(DDEUDA)	1.127693
	(0.26884)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1981Q1 1989Q4

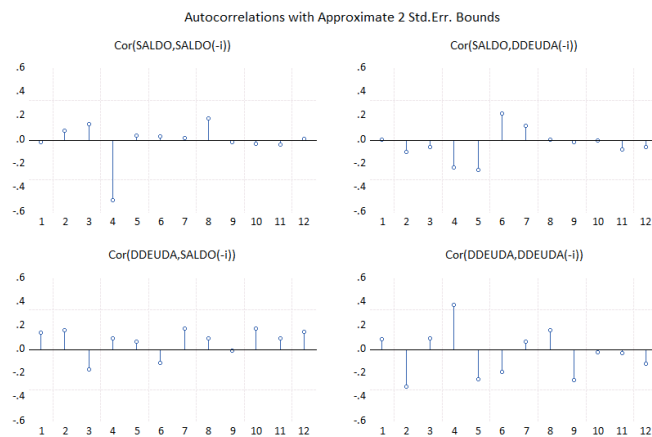
Included observations: 36 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-1.057777 (0.17345) [-6.09846]	
C	1.635840	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.000782 (0.00902) [-0.08664]	1.127693 (0.26884) [ 4.19468]
D(SALDO(-1))	1.525607 (0.13594) [ 11.2224]	-1.759639 (4.05100) [-0.43437]
D(SALDO(-2))	-0.693731 (0.14180) [-4.89216]	7.551463 (4.22569) [ 1.78704]
D(DDEUDA(-1))	0.003784 (0.00829) [ 0.45622]	-0.035973 (0.24715) [-0.14555]
D(DDEUDA(-2))	0.002364 (0.00559) [ 0.42266]	0.232619 (0.16667) [ 1.39572]
C	0.005957 (0.00944) [ 0.63121]	-0.045197 (0.28123) [-0.16071]
R-squared	0.917407	0.757774
Adj. R-squared	0.903641	0.717403
Sum sq. resids	0.094654	84.05250
S.E. equation	0.056170	1.673843
F-statistic	66.64528	18.77023

Log likelihood	55.85713	-66.34440
Akaike AIC	-2.769841	4.019133
Schwarz SC	-2.505921	4.283053
Mean dependent	0.024705	0.066667
S.D. dependent	0.180952	3.148696
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.008686	
Determinant resid covariance	0.006032	
Log likelihood	-10.17108	
Akaike information criterion	1.342838	
Schwarz criterion	1.958651	
Number of coefficients	14	

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

#### VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1980Q1 1989Q4

Included observations: 32

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.766290	4	0.3121	1.227404	(4, 46.0)	0.3123
2	10.03565	4	0.0398	2.737388	(4, 46.0)	0.0399

Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.766290	4	0.3121	1.227404	(4, 46.0)	0.3123
2	14.35655	8	0.0729	1.972943	(8, 42.0)	0.0740

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.4 Reino Unido

#### 1980q1-2001q1

##### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.351550	0.0189
Test critical values:		
1% level	-2.591505	
5% level	-1.944530	
10% level	-1.614341	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample: 1980Q1 2001Q4

Included observations: 88

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-1.068362	0.454322	-2.351550	0.0211
D(SALDO(-1),2)	-0.680174	0.427404	-1.591410	0.1154
D(SALDO(-2),2)	-1.139039	0.380554	-2.993108	0.0036
D(SALDO(-3),2)	-1.377403	0.292866	-4.703182	0.0000
D(SALDO(-4),2)	-0.766229	0.211420	-3.624212	0.0005
D(SALDO(-5),2)	-0.287635	0.114136	-2.520099	0.0137
R-squared	0.886127	Mean dependent var		-0.061294
Adjusted R-squared	0.879184	S.D. dependent var		3.971136
S.E. of regression	1.380313	Akaike info criterion		3.548244
Sum squared resid	156.2317	Schwarz criterion		3.717153
Log likelihood	-150.1227	Hannan-Quinn criter.		3.616293
Durbin-Watson stat	1.888624			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.617010	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.591505	
5% level	-1.944530	
10% level	-1.614341	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares  
Sample: 1980Q1 2001Q4  
Included observations: 88

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-2.646662	0.275206	-9.617010	0.0000
D(DEUDA(-1),3)	0.850219	0.202451	4.199623	0.0001
D(DEUDA(-2),3)	0.266827	0.106042	2.516247	0.0137
R-squared	0.802179	Mean dependent var		0.009091
Adjusted R-squared	0.797524	S.D. dependent var		3.189157
S.E. of regression	1.435034	Akaike info criterion		3.593750
Sum squared resid	175.0424	Schwarz criterion		3.678205
Log likelihood	-155.1250	Hannan-Quinn criter.		3.627775
Durbin-Watson stat	2.098111			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample: 1980Q1 2001Q4  
Included observations: 88  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1, 4 to 4, 5 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.441564	59.37622	20.26184	0.0000
At most 1	0.087999	8.106068	9.164546	0.0791

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.441564	51.27015	15.89210	0.0000
At most 1	0.087999	8.106068	9.164546	0.0791

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
0.431366	-1.110043	2.202364
0.356336	0.204263	0.664277

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.373262	-0.395088
D(DDEUDA)	0.984747	-0.154320

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-296.0804
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
SALDO	DDEUDA	C
1.000000	-2.573319 (0.25042)	5.105554 (0.39047)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.161013 (0.06693)	
D(DDEUDA)	0.424787 (0.05864)	

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1980Q1 2001Q4

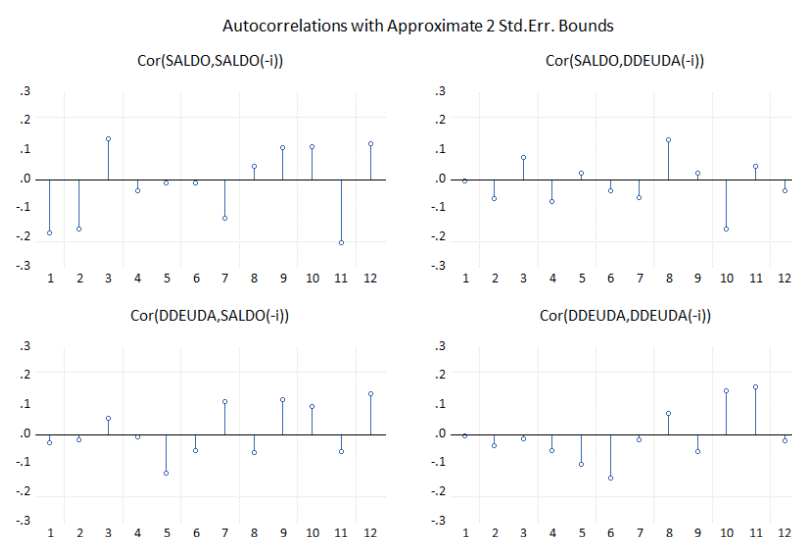
Included observations: 88

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-2.573319 (0.25042) [-10.2761]	
C	5.105554 (0.39047) [ 13.0753]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.161013 (0.06693) [-2.40568]	0.424787 (0.05864) [ 7.24359]
D(SALDO(-1))	-0.432744 (0.09924) [-4.36044]	-0.201474 (0.08695) [-2.31700]
D(SALDO(-4))	0.721594 (0.08021) [ 8.99659]	0.121702 (0.07028) [ 1.73177]
D(SALDO(-5))	0.436708 (0.10403) [ 4.19778]	0.031909 (0.09115) [ 0.35007]
D(DDEUDA(-1))	-0.260786 (0.12156) [-2.14535]	0.050419 (0.10651) [ 0.47338]
D(DDEUDA(-4))	0.016126 (0.10060) [ 0.16029]	0.016185 (0.08815) [ 0.18362]

D(DDEUDA(-5))	0.014388 (0.10069) [ 0.14290]	0.108291 (0.08822) [ 1.22747]
R-squared	0.652026	0.555547
Adj. R-squared	0.626250	0.522624
Sum sq. resid	171.6017	131.7374
S.E. equation	1.455520	1.275299
F-statistic	25.29601	16.87440
Log likelihood	-154.2515	-142.6194
Akaike AIC	3.664807	3.400441
Schwarz SC	3.861868	3.597502
Mean dependent	-0.014812	0.029545
S.D. dependent	2.380827	1.845788
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.384213
Determinant resid covariance		2.867229
Log likelihood		-296.0804
Akaike information criterion		7.115464
Schwarz criterion		7.594040
Number of coefficients		17

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1980Q1 2001Q4

Included observations: 88

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	12.13187	4	0.0164	3.133143	(4, 156.0)	0.0164
2	5.060588	4	0.2811	1.277568	(4, 156.0)	0.2812
3	2.149817	4	0.7082	0.537704	(4, 156.0)	0.7082
4	1.848576	4	0.7636	0.461914	(4, 156.0)	0.7636

5	4.989444	4	0.2884	1.259320	(4, 156.0)	0.2884
---	----------	---	--------	----------	------------	--------

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	12.13187	4	0.0164	3.133143	(4, 156.0)	0.0164
2	13.02071	8	0.1111	1.665044	(8, 152.0)	0.1112
3	14.52054	12	0.2687	1.227844	(12, 148.0)	0.2691
4	15.24090	16	0.5071	0.955824	(16, 144.0)	0.5080
5	23.24757	20	0.2768	1.181979	(20, 140.0)	0.2785

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

## 1980q1-1991q4

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample: 1980Q1 1991Q4

Included observations: 48

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 2

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.317402	22.10132	15.49471	0.0044
At most 1	0.075585	3.772528	3.841465	0.0521

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.317402	18.32879	14.26460	0.0108
At most 1	0.075585	3.772528	3.841465	0.0521

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-0.890284	1.561808
0.543897	0.459724

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.554998	-0.319284
D(DDEUDA)	-0.578330	-0.222379

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -160.0593

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-1.754281
	(0.30666)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.494106
	(0.19482)
D(DDEUDA)	0.514877
	(0.16100)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1980Q1 1991Q4

Included observations: 48

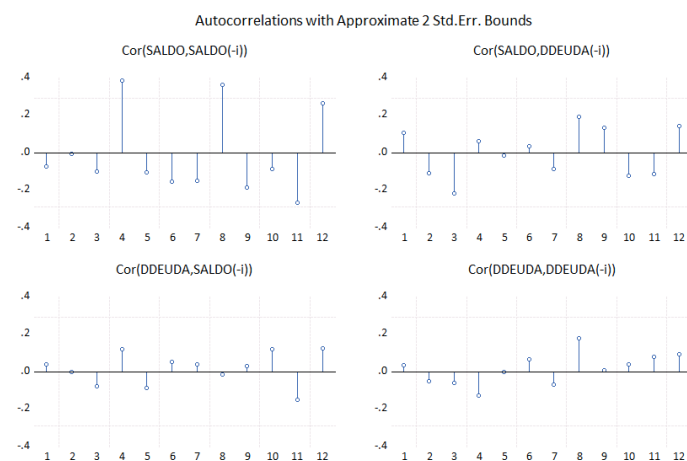
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-1.754281	
	(0.30666)	
	[-5.72053]	
C	4.344879	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.494106	0.514877
	(0.19482)	(0.16100)
	[-2.53627]	[ 3.19799]
D(SALDO(-1))	-0.270407	-0.106404
	(0.20090)	(0.16603)
	[-1.34598]	[-0.64088]
D(SALDO(-2))	-0.111532	0.164988
	(0.15914)	(0.13152)
	[-0.70083]	[ 1.25447]
D(DDEUDA(-1))	-0.853169	-0.136388
	(0.26276)	(0.21715)
	[-3.24691]	[-0.62807]
D(DDEUDA(-2))	-0.507950	-0.099319
	(0.18269)	(0.15098)
	[-2.78032]	[-0.65782]
C	0.027662	-0.037209
	(0.21905)	(0.18103)
	[ 0.12628]	[-0.20554]



R-squared	0.450001	0.558755
Adj. R-squared	0.384524	0.506226
Sum sq. resids	96.53447	65.93050
S.E. equation	1.516061	1.252906
F-statistic	6.872743	10.63703
Log likelihood	-84.87783	-75.72665
Akaike AIC	3.786576	3.405277
Schwarz SC	4.020476	3.639177
Mean dependent	0.005729	-0.045833
S.D. dependent	1.932463	1.783012
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.526991
Determinant resid covariance		2.700352
Log likelihood		-160.0593
Akaike information criterion		7.252470
Schwarz criterion		7.798237
Number of coefficients		14

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1980Q1 1991Q4

Included observations: 48

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	9.981777	4	0.0407	2.626281	(4, 78.0)	0.0408
2	4.402423	4	0.3543	1.117523	(4, 78.0)	0.3543

Null hypothesis  
: No serial correlation

at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	9.981777	4	0.0407	2.626281	(4, 78.0)	0.0408
2	13.06038	8	0.1098	1.709853	(8, 74.0)	0.1102

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

## 1992q1-2001q4

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample: 1992Q1 2001Q4

Included observations: 40

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.508426	30.97916	15.49471	0.0001
At most 1	0.062310	2.573446	3.841465	0.1087

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.508426	28.40571	14.26460	0.0002
At most 1	0.062310	2.573446	3.841465	0.1087

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-0.358818	1.037274
0.249083	0.226112

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.970719	-0.540903
D(DDEUDA)	-0.940736	-0.213425

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -154.9918

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-2.890808
	(0.35499)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.348311
	(0.14160)
D(DDEUDA)	0.337553
	(0.07533)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1992Q1 2001Q4

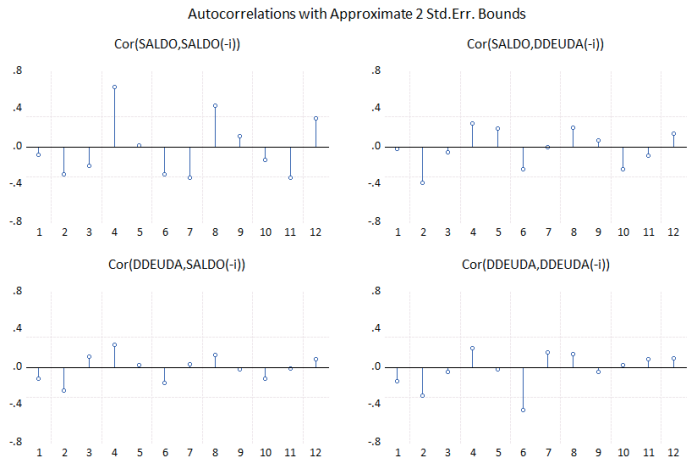
Included observations: 40

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-2.890808	
	(0.35499)	
	[-8.14338]	
C	4.774811	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.348311	0.337553
	(0.14160)	(0.07533)
	[-2.45979]	[ 4.48100]
D(SALDO(-1))	-0.266927	-0.221710
	(0.16006)	(0.08515)
	[-1.66762]	[-2.60371]
D(DDEUDA(-1))	-0.573499	-0.045302
	(0.29012)	(0.15434)
	[-1.97676]	[-0.29353]
C	0.009071	0.144147
	(0.39496)	(0.21011)
	[ 0.02297]	[ 0.68605]
R-squared	0.293850	0.566435
Adj. R-squared	0.235005	0.530304
Sum sq. resids	224.2613	63.46702
S.E. equation	2.495893	1.327770
F-statistic	4.993567	15.67749
Log likelihood	-91.23619	-65.99036
Akaike AIC	4.761809	3.499518
Schwarz SC	4.930697	3.668406
Mean dependent	-0.039462	0.120000
S.D. dependent	2.853622	1.937379
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.821324	
Determinant resid covariance	7.955272	
Log likelihood	-154.9918	
Akaike information criterion	8.249589	

Schwarz criterion	8.671809
Number of coefficients	10

Correlogramas de los residuos



Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1992Q1 2001Q4  
Included observations: 40

Null hypothesis  
: No serial correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.176480	4	0.3826	1.061270	(4, 66.0)	0.3828

Null hypothesis  
: No serial correlation  
at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.176480	4	0.3826	1.061270	(4, 66.0)	0.3828

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.5 México

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.806248	0.0060
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample: 1983Q1 1994Q4

Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.119645	0.042635	-2.806248	0.0076
D(SALDO(-1),2)	0.724616	0.119279	6.074968	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.037038	0.115733	0.320033	0.7505
D(SALDO(-3),2)	0.112630	0.103710	1.086010	0.2837
D(SALDO(-4),2)	-0.501296	0.087098	-5.755518	0.0000
D(SALDO(-5),2)	0.401450	0.087000	4.614366	0.0000
R-squared	0.733851	Mean dependent var		-0.004917
Adjusted R-squared	0.702167	S.D. dependent var		0.082486
S.E. of regression	0.045016	Akaike info criterion		-3.247134
Sum squared resid	0.085110	Schwarz criterion		-3.013234
Log likelihood	83.93123	Hannan-Quinn criter.		-3.158743
Durbin-Watson stat	2.063893			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.241478	0.0017
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,2)

Method: Least Squares

Sample: 1983Q1 1994Q4  
Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1))	-0.550142	0.169719	-3.241478	0.0022
D(DEUDA(-1),2)	-0.338778	0.134141	-2.525546	0.0151
R-squared	0.493229	Mean dependent var		0.104167
Adjusted R-squared	0.482213	S.D. dependent var		2.952313
S.E. of regression	2.124409	Akaike info criterion		4.385638
Sum squared resid	207.6032	Schwarz criterion		4.463605
Log likelihood	-103.2553	Hannan-Quinn criter.		4.415102
Durbin-Watson stat	2.077163			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample: 1983Q1 1994Q4  
Included observations: 48  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1, 5 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.378102	22.89552	15.49471	0.0032
At most 1	0.002009	0.096531	3.841465	0.7560

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.378102	22.79899	14.26460	0.0018
At most 1	0.002009	0.096531	3.841465	0.7560

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

SALDO	DEUDA
1.484240	-0.138742
-0.264705	0.201967

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.024992	0.002426
D(DEUDA)	1.129264	0.036525

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -27.81682

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DEUDA
1.000000	-0.093477
	(0.02326)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.037095
	(0.01441)
D(DEUDA)	1.676100
	(0.38059)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1983Q1 1994Q4

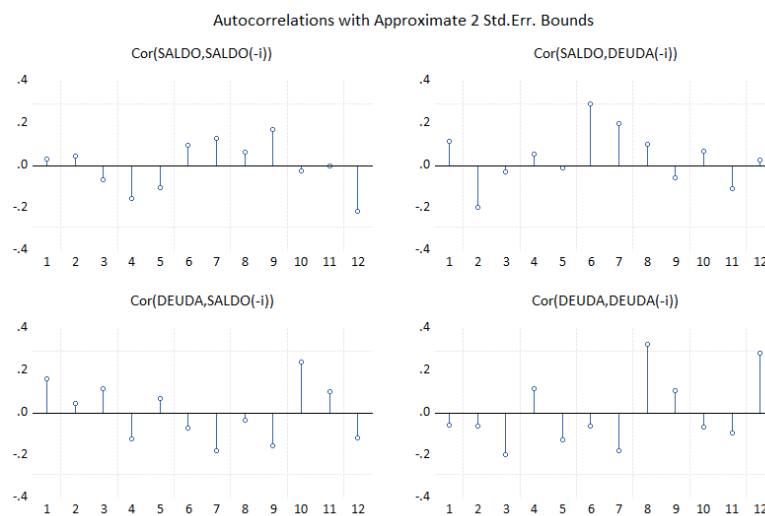
Included observations: 48

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DEUDA(-1)	-0.093477 (0.02326) [-4.01843]	
C	4.197089	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
CointEq1	-0.037095 (0.01441) [-2.57450]	1.676100 (0.38059) [ 4.40399]
D(SALDO(-1))	1.014507 (0.06746) [ 15.0376]	-7.515351 (1.78202) [-4.21733]
D(SALDO(-5))	0.086309 (0.06292) [ 1.37180]	-2.394792 (1.66188) [-1.44102]
D(DEUDA(-1))	-0.011288 (0.00514) [-2.19647]	-0.159436 (0.13575) [-1.17447]
D(DEUDA(-5))	0.014436 (0.00493) [ 2.92667]	-0.139056 (0.13029) [-1.06727]
C	-0.006971 (0.01128) [-0.61813]	0.983419 (0.29790) [ 3.30118]
R-squared	0.900736	0.440870
Adj. R-squared	0.888918	0.374307
Sum sq. resids	0.189985	132.5529
S.E. equation	0.067257	1.776519

F-statistic	76.22250	6.623336
Log likelihood	64.65927	-92.48778
Akaike AIC	-2.444136	4.103658
Schwarz SC	-2.210236	4.337558
Mean dependent	0.056125	0.402083
S.D. dependent	0.201796	2.245894
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.014269
Determinant resid covariance		0.010925
Log likelihood		-27.81682
Akaike information criterion		1.742368
Schwarz criterion		2.288135
Number of coefficients		14

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1983Q1 1994Q4

Included observations: 48

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.654837	4	0.1051	1.984057	(4, 78.0)	0.1051
2	2.243505	4	0.6911	0.561715	(4, 78.0)	0.6911
3	2.633776	4	0.6209	0.661068	(4, 78.0)	0.6209
4	2.611278	4	0.6248	0.655327	(4, 78.0)	0.6249
5	3.152729	4	0.5326	0.793942	(4, 78.0)	0.5327

Null hypothesis  
: No serial correlation



at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.654837	4	0.1051	1.984057	(4, 78.0)	0.1051
2	38.36191	8	0.0000	5.973346	(8, 74.0)	0.0000
3	49.36281	12	0.0000	5.432329	(12, 70.0)	0.0000
4	48.81746	16	0.0000	3.926017	(16, 66.0)	0.0000
5	50.23421	20	0.0002	3.189781	(20, 62.0)	0.0002

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.6 Indonesia

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.300231	0.0220
Test critical values: 1% level	-2.610192	
5% level	-1.947248	
10% level	-1.612797	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample: 1985Q1 1997Q4

Included observations: 52

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.346718	0.150732	-2.300231	0.0265
D(SALDO(-1),2)	0.705795	0.179527	3.931416	0.0003
D(SALDO(-2),2)	0.215913	0.147562	1.463203	0.1509
D(SALDO(-3),2)	0.235414	0.141333	1.665665	0.1032
D(SALDO(-4),2)	-0.627714	0.138988	-4.516320	0.0001
D(SALDO(-5),2)	0.538944	0.166043	3.245803	0.0023
D(SALDO(-6),2)	0.100241	0.109060	0.919136	0.3633
D(SALDO(-7),2)	0.102638	0.107692	0.953069	0.3460
D(SALDO(-8),2)	-0.537655	0.107170	-5.016833	0.0000
D(SALDO(-9),2)	0.349442	0.126155	2.769941	0.0083
R-squared	0.764653	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	0.714222	S.D. dependent var		0.089528
S.E. of regression	0.047860	Akaike info criterion		-3.070018
Sum squared resid	0.096206	Schwarz criterion		-2.694779
Log likelihood	89.82047	Hannan-Quinn criter.		-2.926160
Durbin-Watson stat	2.064534			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.439664	0.0008
Test critical values: 1% level	-3.562669	
5% level	-2.918778	
10% level	-2.597285	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,2)

Method: Least Squares  
Sample: 1985Q1 1997Q4  
Included observations: 52

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1))	-0.611857	0.137816	-4.439664	0.0000
C	0.665019	0.266291	2.497344	0.0158
R-squared	0.282749	Mean dependent var		0.088462
Adjusted R-squared	0.268404	S.D. dependent var		1.959957
S.E. of regression	1.676418	Akaike info criterion		3.908898
Sum squared resid	140.5188	Schwarz criterion		3.983946
Log likelihood	-99.63135	Hannan-Quinn criter.		3.937669
F-statistic	19.71061	Durbin-Watson stat		2.022918
Prob(F-statistic)	0.000050			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample: 1985Q1 1997Q4  
Included observations: 52  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: SALDO DEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 2

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.272207	21.54153	20.26184	0.0332
At most 1	0.092009	5.019092	9.164546	0.2813

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.272207	16.52244	15.89210	0.0398
At most 1	0.092009	5.019092	9.164546	0.2813

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DEUDA	C
3.635543	-0.057132	3.702964
-1.368581	0.047777	-1.332427

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.034421	0.000387
D(DEUDA)	0.131538	0.500893

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-24.18164
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
SALDO	DEUDA	C
1.000000	-0.015715 (0.00560)	1.018545 (0.27438)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.125139 (0.02985)	
D(DEUDA)	0.478213 (0.88309)	

### *Resultados de la estimación del VECM*

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1985Q1 1997Q4

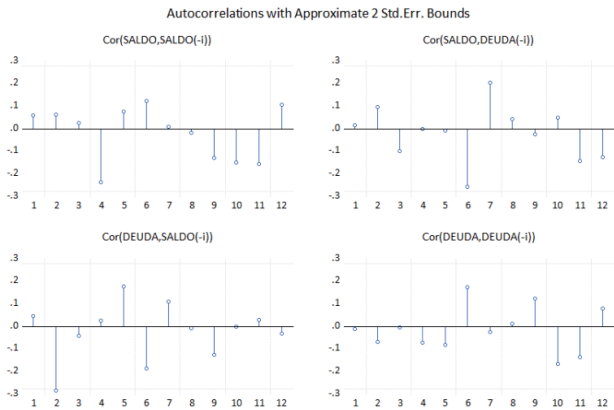
Included observations: 52

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DEUDA(-1)	-0.015715 (0.00560) [-2.80738]	
C	1.018545 (0.27438) [ 3.71221]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
CointEq1	-0.125139 (0.02985) [-4.19164]	0.478213 (0.88309) [ 0.54152]
D(SALDO(-1))	1.002881 (0.11228) [ 8.93175]	2.030767 (3.32129) [ 0.61144]
D(SALDO(-2))	-0.287357 (0.11693) [-2.45755]	-4.706254 (3.45871) [-1.36070]
D(DEUDA(-1))	-0.004357 (0.00477) [-0.91330]	0.458298 (0.14110) [ 3.24807]
D(DEUDA(-2))	0.015788 (0.00583) [ 2.70655]	0.204965 (0.17255) [ 1.18788]
R-squared	0.846857	0.114303
Adj. R-squared	0.833824	0.038924
Sum sq. resids	0.164809	144.2011
S.E. equation	0.059216	1.751601
F-statistic	64.97573	1.516384

Log likelihood	75.82472	-100.3039
Akaike AIC	-2.724028	4.050150
Schwarz SC	-2.536408	4.237769
Mean dependent	-0.018308	1.030769
S.D. dependent	0.145264	1.786720
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.010636	
Determinant resid covariance	0.008689	
Log likelihood	-24.18164	
Akaike information criterion	1.430063	
Schwarz criterion	1.917874	
Number of coefficients	13	

Correlogramas de los residuos



Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1985Q1 1997Q4  
Included observations: 52

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.414286	4	0.4910	0.860379	(4, 88.0)	0.4911
2	6.658653	4	0.1551	1.709096	(4, 88.0)	0.1551

Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.414286	4	0.4910	0.860379	(4, 88.0)	0.4911
2	11.50119	8	0.1749	1.484005	(8, 84.0)	0.1753

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.7 *Malasia*

#### *Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado*

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 6 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.066594	0.0200
Test critical values: 1% level	-4.394309	
5% level	-3.612199	
10% level	-3.243079	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q1 1997Q4

Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-1.094682	0.269189	-4.066594	0.0010
D(SALDO(-1),2)	1.101303	0.200612	5.489729	0.0001
D(SALDO(-2),2)	0.787602	0.298694	2.636824	0.0187
D(SALDO(-3),2)	0.637738	0.284653	2.240406	0.0406
D(SALDO(-4),2)	0.104230	0.275198	0.378745	0.7102
D(SALDO(-5),2)	0.563928	0.259959	2.169298	0.0465
D(SALDO(-6),2)	0.393601	0.288628	1.363695	0.1928
C	0.168595	0.046964	3.589910	0.0027
@TREND("1990Q1")	-0.006471	0.001951	-3.315868	0.0047
R-squared	0.816708	Mean dependent var		-0.011000
Adjusted R-squared	0.718953	S.D. dependent var		0.091434
S.E. of regression	0.048472	Akaike info criterion		-2.935646
Sum squared resid	0.035244	Schwarz criterion		-2.493876
Log likelihood	44.22775	Hannan-Quinn criter.		-2.818444
F-statistic	8.354600	Durbin-Watson stat		2.202145
Prob(F-statistic)	0.000248			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.267087	0.0248
Test critical values: 1% level	-2.644302	
5% level	-1.952473	
10% level	-1.610211	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,2)  
Method: Least Squares  
Sample (adjusted): 1990Q3 1997Q4  
Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1))	-0.297747	0.131335	-2.267087	0.0310
R-squared	0.150408	Mean dependent var		-0.036667
Adjusted R-squared	0.150408	S.D. dependent var		2.902850
S.E. of regression	2.675653	Akaike info criterion		4.839029
Sum squared resid	207.6144	Schwarz criterion		4.885735
Log likelihood	-71.58543	Hannan-Quinn criter.		4.853971
Durbin-Watson stat	2.405713			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 1991Q2 1997Q4  
Included observations: 27 after adjustments  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: SALDO DEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.490152	24.15649	20.26184	0.0138
At most 1	0.198316	5.968117	9.164546	0.1932

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.490152	18.18837	15.89210	0.0214
At most 1	0.198316	5.968117	9.164546	0.1932

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DEUDA	C
3.260828	-0.074858	6.305281
-1.773622	-0.016801	0.575724

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	D(DEUDA)
-0.020346	-0.014789
0.998689	-0.684239

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -3.113808

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DEUDA	C
1.000000	-0.022957	1.933644
	(0.01053)	(1.09738)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.066343
	(0.03010)
D(DEUDA)	3.256553
	(1.41683)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1991Q2 1997Q4

Included observations: 27 after adjustments

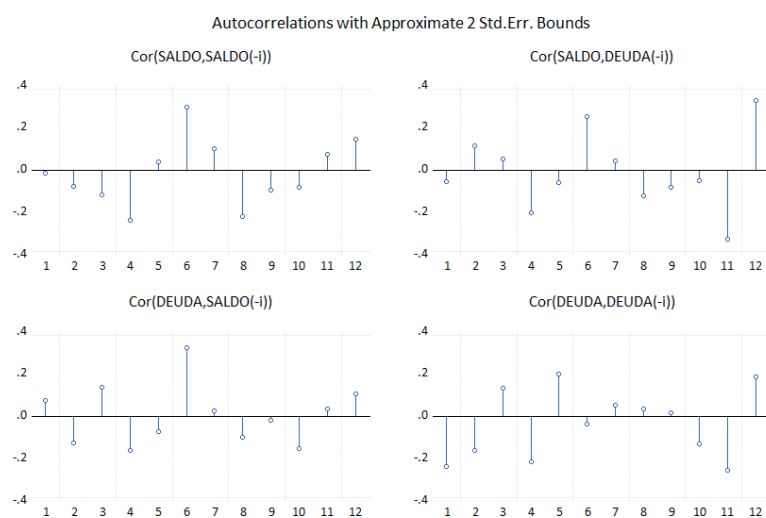
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DEUDA(-1)	-0.022957 (0.01053) [-2.18079]	
C	1.933644 (1.09738) [ 1.76206]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
CointEq1	-0.066343 (0.03010) [-2.20436]	3.256553 (1.41683) [ 2.29847]
D(SALDO(-1))	1.371095 (0.22244) [ 6.16387]	14.01631 (10.4717) [ 1.33849]
D(SALDO(-2))	-0.651619 (0.38582) [-1.68891]	9.154656 (18.1632) [ 0.50402]
D(SALDO(-3))	0.072729 (0.39331) [ 0.18492]	-46.90461 (18.5156) [-2.53325]
D(SALDO(-4))	-0.139834 (0.23459) [-0.59609]	32.00000 (11.0435) [ 2.89763]
D(DEUDA(-1))	0.003813 (0.00430) [ 0.88734]	0.164981 (0.20229) [ 0.81556]
D(DEUDA(-2))	-0.013281 (0.00412)	0.278944 (0.19415)



	[-3.22025]	[ 1.43671]
D(DEUDA(-3))	0.001246 (0.00558) [ 0.22345]	0.542498 (0.26256) [ 2.06618]
D(DEUDA(-4))	-0.005883 (0.00625) [-0.94072]	0.622124 (0.29440) [ 2.11318]
R-squared	0.920636	0.621189
Adj. R-squared	0.885363	0.452828
Sum sq. resids	0.041401	91.75256
S.E. equation	0.047959	2.257734
F-statistic	26.10027	3.689634
Log likelihood	49.17261	-54.82533
Akaike AIC	-2.975749	4.727802
Schwarz SC	-2.543803	5.159748
Mean dependent	0.037519	2.274074
S.D. dependent	0.141646	3.052186
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.009714
Determinant resid covariance		0.004317
Log likelihood		-3.113808
Akaike information criterion		1.786208
Schwarz criterion		2.794081
Number of coefficients		21

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1990Q1 1997Q4

Included observations: 27

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
-----	-----------	----	-------	------------	----	-------

1	5.524673	4	0.2376	1.463119	(4, 30.0)	0.2381
2	5.127795	4	0.2744	1.349100	(4, 30.0)	0.2749
3	4.427797	4	0.3512	1.151521	(4, 30.0)	0.3517
4	2.808785	4	0.5903	0.711281	(4, 30.0)	0.5907

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.524673	4	0.2376	1.463119	(4, 30.0)	0.2381
2	9.367206	8	0.3123	1.239144	(8, 26.0)	0.3166
3	10.68848	12	0.5558	0.890405	(12, 22.0)	0.5690
4	12.98019	16	0.6742	0.765782	(16, 18.0)	0.7017

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.8 Filipinas

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: SALDO has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.365007	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.186481	
5% level	-3.518090	
10% level	-3.189732	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1987Q2 1997Q4

Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALDO(-1)	-1.004113	0.157755	-6.365007	0.0000
C	-2.887568	0.696911	-4.143378	0.0002
@TREND("1987Q1")	0.083291	0.024121	3.453092	0.0013
R-squared	0.504275	Mean dependent var		0.091170
Adjusted R-squared	0.479489	S.D. dependent var		2.185533
S.E. of regression	1.576784	Akaike info criterion		3.815866
Sum squared resid	99.44995	Schwarz criterion		3.938741
Log likelihood	-79.04113	Hannan-Quinn criter.		3.861179
F-statistic	20.34496	Durbin-Watson stat		1.951458
Prob(F-statistic)	0.000001			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.956294	0.0038
Test critical values:		
1% level	-3.596616	
5% level	-2.933158	
10% level	-2.604867	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1987Q3 1997Q4

Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

D(DEUDA(-1))	-0.564411	0.142662	-3.956294	0.0003
C	0.487449	0.208843	2.334050	0.0247
<hr/>				
R-squared	0.281251	Mean dependent var		-0.004033
Adjusted R-squared	0.263282	S.D. dependent var		1.267550
S.E. of regression	1.087966	Akaike info criterion		3.052945
Sum squared resid	47.34682	Schwarz criterion		3.135691
Log likelihood	-62.11185	Hannan-Quinn criter.		3.083275
F-statistic	15.65227	Durbin-Watson stat		2.217234
Prob(F-statistic)	0.000303			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1987Q4 1997Q4  
Included observations: 41 after adjustments  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.359078	23.11642	20.26184	0.0197
At most 1	0.112164	4.877675	9.164546	0.2971

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.359078	18.23875	15.89210	0.0210
At most 1	0.112164	4.877675	9.164546	0.2971

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
0.729788	-0.872372	1.498821
0.232584	0.760209	-0.496200

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-1.039657	-0.324649
D(DDEUDA)	0.281047	-0.332484

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -139.1308

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA	C
1.000000	-1.195377	2.053776
	(0.29462)	(0.39077)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.758730
	(0.20052)
D(DDEUDA)	0.205105
	(0.12566)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

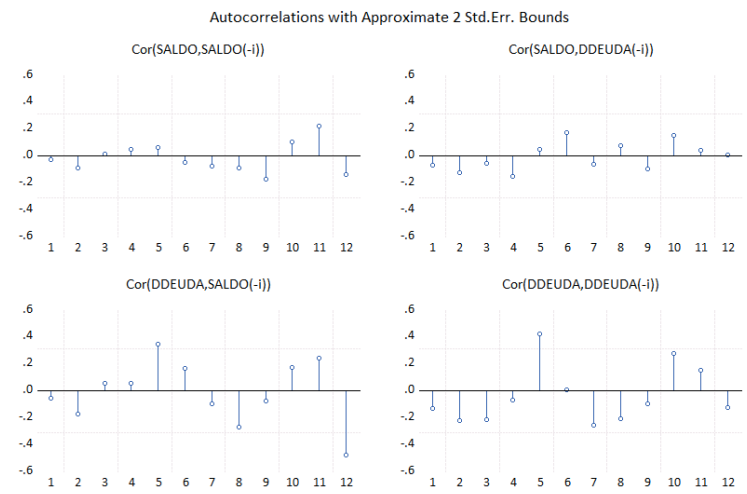
Sample (adjusted): 1987Q4 1997Q4

Included observations: 41 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-1.195377	
	(0.29462)	
	[-4.05729]	
C	2.053776	
	(0.39077)	
	[ 5.25575]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.758730	0.205105
	(0.20052)	(0.12566)
	[-3.78373]	[ 1.63228]
D(SALDO(-1))	-0.044195	-0.148022
	(0.15942)	(0.09990)
	[-0.27723]	[-1.48174]
D(DDEUDA(-1))	-0.471165	-0.366904
	(0.25988)	(0.16285)
	[-1.81298]	[-2.25297]
R-squared	0.394874	0.298826
Adj. R-squared	0.363026	0.261922
Sum sq. resids	117.6273	46.18909
S.E. equation	1.759391	1.102498
F-statistic	12.39844	8.097412
Log likelihood	-79.78243	-60.61950
Akaike AIC	4.038168	3.103390
Schwarz SC	4.163551	3.228773
Mean dependent	0.045582	-0.004132
S.D. dependent	2.204455	1.283296
Determinant resid covariance (dof adj.)	3.536326	
Determinant resid covariance	3.037748	
Log likelihood	-139.1308	
Akaike information criterion	7.225895	
Schwarz criterion	7.602045	
Number of coefficients	9	

Correlogramas de los residuos



Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1987Q1 1997Q4  
Included observations: 41

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.999024	4	0.4061	1.013962	(4, 70.0)	0.4062

Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.999024	4	0.4061	1.013962	(4, 70.0)	0.4062

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.9 Chile

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: SALDO has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.829486	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.711457	
5% level	-2.981038	
10% level	-2.629906	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q3 1998Q4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALDO(-1)	-0.319094	0.046723	-6.829486	0.0000
D(SALDO(-1))	1.519874	0.101407	14.98786	0.0000
D(SALDO(-2))	0.137721	0.206859	0.665773	0.5157
D(SALDO(-3))	0.139431	0.200969	0.693795	0.4984
D(SALDO(-4))	-1.180114	0.204841	-5.761124	0.0000
D(SALDO(-5))	1.958931	0.169791	11.53732	0.0000
D(SALDO(-6))	0.029572	0.189502	0.156049	0.8781
D(SALDO(-7))	-0.038593	0.192942	-0.200025	0.8441
D(SALDO(-8))	-0.794601	0.205241	-3.871541	0.0015
D(SALDO(-9))	1.206436	0.141382	8.533191	0.0000
C	0.149652	0.022973	6.514226	0.0000
R-squared	0.988564	Mean dependent var		-0.027771
Adjusted R-squared	0.980940	S.D. dependent var		0.094255
S.E. of regression	0.013013	Akaike info criterion		-5.549691
Sum squared resid	0.002540	Schwarz criterion		-5.017420
Log likelihood	83.14599	Hannan-Quinn criter.		-5.396416
F-statistic	129.6656	Durbin-Watson stat		2.112363
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.606225	0.0008
Test critical values: 1% level	-3.646342	
5% level	-2.954021	
10% level	-2.615817	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(DEUDA,2)  
Method: Least Squares  
Sample (adjusted): 1990Q4 1998Q4  
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1))	-1.030888	0.223803	-4.606225	0.0001
D(DEUDA(-1),2)	0.168987	0.169611	0.996320	0.3271
C	1.153574	0.421841	2.734616	0.0104
R-squared	0.474543	Mean dependent var		0.081818
Adjusted R-squared	0.439512	S.D. dependent var		2.729864
S.E. of regression	2.043733	Akaike info criterion		4.353941
Sum squared resid	125.3053	Schwarz criterion		4.489987
Log likelihood	-68.84002	Hannan-Quinn criter.		4.399716
F-statistic	13.54657	Durbin-Watson stat		1.666992
Prob(F-statistic)	0.000064			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1991Q1 1998Q4  
Included observations: 32 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 2

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.253292	9.438112	15.49471	0.3264
At most 1	0.002856	0.091515	3.841465	0.7622

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level  
\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.253292	9.346596	14.26460	0.2584
At most 1	0.002856	0.091515	3.841465	0.7622

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level  
\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level  
\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-2.352386	0.991339
8.740487	0.135991



## Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.012444	-0.001284
D(DDEUDA)	-0.708007	0.060521

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      2.938833

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-0.421419
	(0.14209)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	0.029272
	(0.01484)
D(DDEUDA)	1.665506
	(0.76649)

**Resultados de la estimación del VAR**

Vector Autoregression Estimates

Sample (adjusted): 1991Q1 1998Q4

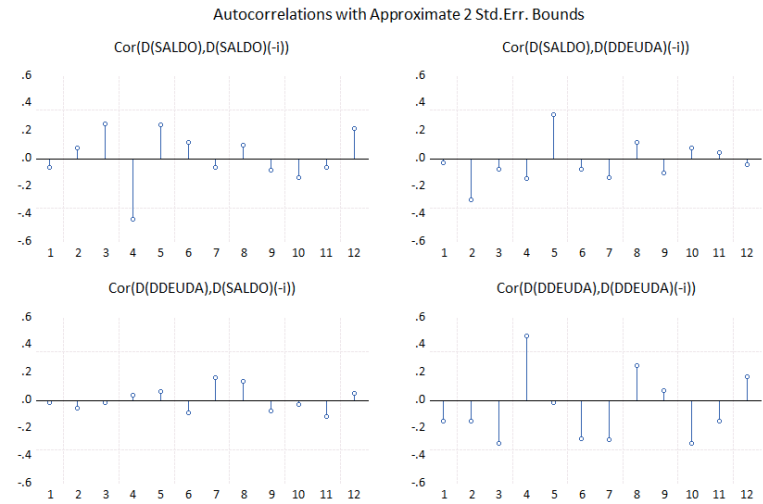
Included observations: 32 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	D(SALDO)	D(DDEUDA)
D(SALDO(-1))	1.468779 (0.13930) [ 10.5438]	-4.390002 (7.29625) [-0.60168]
D(SALDO(-2))	-0.744499 (0.14867) [-5.00776]	12.04722 (7.78684) [ 1.54713]
D(DDEUDA(-1))	-0.002678 (0.00261) [-1.02717]	-0.546686 (0.13654) [-4.00400]
D(DDEUDA(-2))	0.000632 (0.00269) [ 0.23469]	-0.531734 (0.14115) [-3.76719]
C	-0.005686 (0.00680) [-0.83668]	0.080465 (0.35592) [ 0.22607]
R-squared	0.849254	0.467459
Adj. R-squared	0.826921	0.388564
Sum sq. resids	0.038046	104.3721
S.E. equation	0.037538	1.966121
F-statistic	38.02736	5.925076
Log likelihood	62.34929	-64.32165
Akaike AIC	-3.584330	4.332603
Schwarz SC	-3.355309	4.561625
Mean dependent	-0.021430	-0.118750
S.D. dependent	0.090229	2.514402
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.005367
Determinant resid covariance		0.003821

Log likelihood	-1.734465
Akaike information criterion	0.733404
Schwarz criterion	1.191447
Number of coefficients	10

Correlogramas de los residuos



Prueba de causalidad de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests  
Sample: 1990Q1 1998Q4  
Included observations: 32

Dependent variable: D(SALDO)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DDEUDA)	1.430968	2	0.4890
All	1.430968	2	0.4890

Dependent variable: D(DDEUDA)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(SALDO)	3.694916	2	0.1576
All	3.694916	2	0.1576

Prueba LM de correlación de los residuos

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1990Q1 1998Q4  
Included observations: 32

---

Null hypothesis:  
: No serial correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.342249	4	0.8542	0.333258	(4, 48.0)	0.8542
2	6.250854	4	0.1812	1.632751	(4, 48.0)	0.1814

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.342249	4	0.8542	0.333258	(4, 48.0)	0.8542
2	7.448623	8	0.4891	0.944515	(8, 44.0)	0.4906

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

**1990q1 1998q4*****Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado***

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.379495	0.0016
Test critical values: 1% level	-3.653730	
5% level	-2.957110	
10% level	-2.617434	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample: 1990Q1 1997Q4

Included observations: 32

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.637412	0.145545	-4.379495	0.0002
D(SALDO(-1),2)	0.908867	0.162633	5.588443	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.320955	0.152025	2.111194	0.0449
D(SALDO(-3),2)	0.307559	0.152657	2.014713	0.0548
D(SALDO(-4),2)	-0.377613	0.155710	-2.425100	0.0229
D(SALDO(-5),2)	0.571432	0.159846	3.574890	0.0015
C	0.037976	0.015940	2.382445	0.0251
R-squared	0.793773	Mean dependent var		0.005719
Adjusted R-squared	0.744279	S.D. dependent var		0.154929
S.E. of regression	0.078346	Akaike info criterion		-2.064729
Sum squared resid	0.153452	Schwarz criterion		-1.744100
Log likelihood	40.03567	Hannan-Quinn criter.		-1.958450
F-statistic	16.03761	Durbin-Watson stat		2.364398
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.482837	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.639210	
5% level	-1.951687	
10% level	-1.610579	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample: 1990Q1 1997Q4

Included observations: 32

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.654077	0.255147	-6.482837	0.0000
D(DEUDA(-1),3)	0.653777	0.219144	2.983325	0.0059
D(DEUDA(-2),3)	0.653691	0.176014	3.713857	0.0009
D(DEUDA(-3),3)	0.653299	0.118037	5.534681	0.0000
R-squared	0.761164	Mean dependent var		-3.12E-05
Adjusted R-squared	0.735574	S.D. dependent var		0.420789
S.E. of regression	0.216379	Akaike info criterion		-0.107098
Sum squared resid	1.310962	Schwarz criterion		0.076119
Log likelihood	5.713563	Hannan-Quinn criter.		-0.046366
Durbin-Watson stat	1.950564			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample: 1990Q1 1998Q4

Included observations: 36

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1, 4 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.353728	18.85365	15.49471	0.0150
At most 1	0.083486	3.138397	3.841465	0.0765

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.353728	15.71525	14.26460	0.0293
At most 1	0.083486	3.138397	3.841465	0.0765

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-2.757946	3.130605
-0.058396	2.312145

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.056006	-0.004487
D(DDEUDA)	-0.023620	-0.056645
<hr/>		
1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	48.22644
<hr/>		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
SALDO	DDEUDA	
1.000000	-1.135122	
	(0.20091)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.154462	
	(0.03891)	
D(DDEUDA)	0.065142	
	(0.10001)	
<hr/>		

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990Q1 1998Q4

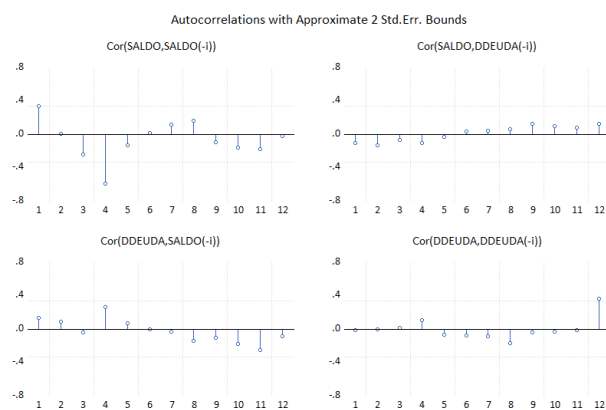
Included observations: 36

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-1.135122	
	(0.20091)	
	[-5.64977]	
C	1.291068	
<hr/>		
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.154462	0.065142
	(0.03891)	(0.10001)
	[-3.96952]	[ 0.65132]
D(SALDO(-1))	0.868118	-0.120224
	(0.07510)	(0.19303)
	[ 11.5592]	[-0.62282]
D(SALDO(-4))	-0.085640	0.073502
	(0.09450)	(0.24288)
	[-0.90628]	[ 0.30263]
D(DDEUDA(-1))	-0.001194	-0.012551
	(0.06084)	(0.15636)
	[-0.01962]	[-0.08027]
D(DDEUDA(-4))	0.039255	-0.572208
	(0.04966)	(0.12765)
	[ 0.79041]	[-4.48258]
C	0.009859	0.048527
	(0.01492)	(0.03834)
	[ 0.66094]	[ 1.26575]
<hr/>		
R-squared	0.874759	0.506095

Adj. R-squared	0.853885	0.423778
Sum sq. resids	0.214991	1.420299
S.E. equation	0.084654	0.217585
F-statistic	41.90747	6.148089
Log likelihood	41.09042	7.105934
Akaike AIC	-1.949468	-0.061441
Schwarz SC	-1.685548	0.202479
Mean dependent	0.048556	0.032333
S.D. dependent	0.221464	0.286638
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.000339	
Determinant resid covariance	0.000235	
Log likelihood	48.22644	
Akaike information criterion	-1.901469	
Schwarz criterion	-1.285656	
Number of coefficients	14	

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1990Q1 1998Q4

Included observations: 36

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.297441	4	0.2581	1.364961	(4, 54.0)	0.2583
2	1.061424	4	0.9003	0.263061	(4, 54.0)	0.9004
3	2.303417	4	0.6801	0.577390	(4, 54.0)	0.6802
4	21.95621	4	0.0002	6.623606	(4, 54.0)	0.0002
Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.297441	4	0.2581	1.364961	(4, 54.0)	0.2583
2	5.962241	8	0.6515	0.744167	(8, 50.0)	0.6524
3	6.632956	12	0.8809	0.532429	(12, 46.0)	0.8822
4	24.44396	16	0.0802	1.697946	(16, 42.0)	0.0854

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

## Período 2007q1 2014q4

### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.096355	0.0031
Test critical values:		
1% level	-2.644302	
5% level	-1.952473	
10% level	-1.610211	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2007Q3 2014Q4

Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-1.607257	0.519081	-3.096355	0.0048
D(SALDO(-1),2)	0.632393	0.484845	1.304318	0.2040
D(SALDO(-2),2)	0.269723	0.370262	0.728464	0.4731
D(SALDO(-3),2)	-0.145607	0.258989	-0.562216	0.5790
D(SALDO(-4),2)	0.485100	0.182273	2.661394	0.0134
R-squared	0.981592	Mean dependent var		-0.304223
Adjusted R-squared	0.978646	S.D. dependent var		10.07480
S.E. of regression	1.472219	Akaike info criterion		3.762430
Sum squared resid	54.18572	Schwarz criterion		3.995963
Log likelihood	-51.43646	Hannan-Quinn criter.		3.837140
Durbin-Watson stat	1.872300			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.604826	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.639210	
5% level	-1.951687	
10% level	-1.610579	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample: 2007Q1 2014Q4

Included observations: 32

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-2.152294	0.325867	-6.604826	0.0000
D(DEUDA(-1),3)	0.735304	0.265705	2.767370	0.0097
D(DEUDA(-2),3)	0.607392	0.145032	4.187973	0.0002
R-squared	0.908006	Mean dependent var		-0.014167
Adjusted R-squared	0.901661	S.D. dependent var		1.909146
S.E. of regression	0.598690	Akaike info criterion		1.900913
Sum squared resid	10.39445	Schwarz criterion		2.038326
Log likelihood	-27.41461	Hannan-Quinn criter.		1.946462
Durbin-Watson stat	2.180590			

**Prueba de cointegración de Johansen**

Sample (adjusted): 2008Q2 2014Q4

Included observations: 27 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1, 2 to 2, 3 to 3, 4 to 4, 5 to 5, 6 to 6, 8 to 8

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.718633	34.94577	12.32090	0.0000
At most 1	0.025853	0.707213	4.129906	0.4593

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.718633	34.23856	11.22480	0.0000
At most 1	0.025853	0.707213	4.129906	0.4593

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-1.380112	3.565704
0.064517	1.760567

## Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.309108	-0.106996
D(DDEUDA)	-0.251005	-0.042535

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -26.40410

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-2.583634
	(0.25197)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.426603
	(0.27609)
D(DDEUDA)	0.346414
	(0.12257)

**Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 2008Q2 2014Q4

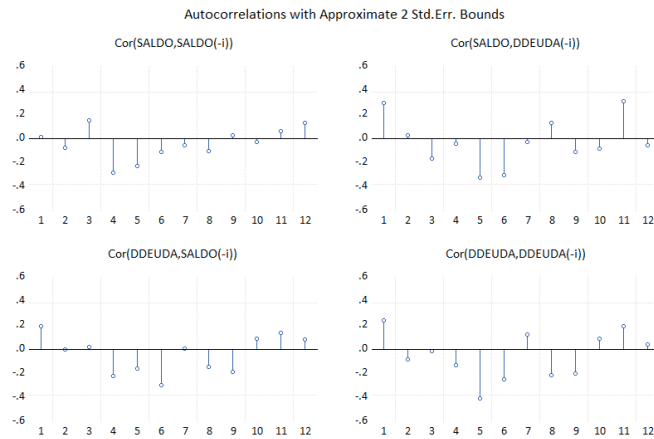
Included observations: 27 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-2.583634	
	(0.25197)	
	[-10.2539]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.426603	0.346414
	(0.27609)	(0.12257)
	[-1.54518]	[ 2.82626]
D(SALDO(-1))	0.657651	-0.109164
	(0.36021)	(0.15992)
	[ 1.82577]	[-0.68264]
D(SALDO(-2))	-0.144480	-0.224030
	(0.27538)	(0.12226)
	[-0.52466]	[-1.83247]
D(SALDO(-3))	0.260248	-0.250179
	(0.26763)	(0.11882)
	[ 0.97241]	[-2.10559]
D(SALDO(-4))	0.768829	-0.015624
	(0.20051)	(0.08902)
	[ 3.83445]	[-0.17552]
D(SALDO(-5))	-0.212724	-0.307532
	(0.22753)	(0.10101)
	[-0.93492]	[-3.04445]
D(SALDO(-6))	0.481343	-0.133395

	(0.30663)	(0.13613)
	[ 1.56980]	[-0.97992]
D(SALDO(-8))	0.388923	-0.177916
	(0.24385)	(0.10826)
	[ 1.59496]	[-1.64347]
D(DDEUDA(-1))	0.074799	0.291745
	(0.72600)	(0.32231)
	[ 0.10303]	[ 0.90517]
D(DDEUDA(-2))	-0.706809	0.367835
	(0.69312)	(0.30772)
	[-1.01974]	[ 1.19537]
D(DDEUDA(-3))	-1.675337	-0.267293
	(0.56944)	(0.25281)
	[-2.94207]	[-1.05730]
D(DDEUDA(-4))	-0.459192	0.283080
	(0.58482)	(0.25963)
	[-0.78519]	[ 1.09032]
D(DDEUDA(-5))	-0.291789	0.457561
	(0.58958)	(0.26175)
	[-0.49491]	[ 1.74809]
D(DDEUDA(-6))	-1.125518	0.006025
	(0.47736)	(0.21193)
	[-2.35778]	[ 0.02843]
D(DDEUDA(-8))	-0.272961	0.102715
	(0.49799)	(0.22108)
	[-0.54813]	[ 0.46460]
<hr/>		
R-squared	0.988267	0.897527
Adj. R-squared	0.974577	0.777976
Sum sq. resids	12.96604	2.555551
S.E. equation	1.039473	0.461479
F-statistic	72.19389	7.507467
Log likelihood	-28.40904	-6.484158
Akaike AIC	3.215485	1.591419
Schwarz SC	3.935394	2.311328
Mean dependent	-0.441435	0.070351
S.D. dependent	6.519339	0.979381
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.122697
Determinant resid covariance		0.024237
Log likelihood		-26.40410
Akaike information criterion		4.326230
Schwarz criterion		5.862037
Number of coefficients		32
<hr/>		

## Correlogramas de los residuos



## Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 2007Q1 2014Q4

Included observations: 27

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.914102	4	0.2057	1.643201	(4, 18.0)	0.2069
2	1.425507	4	0.8397	0.350608	(4, 18.0)	0.8402
3	5.181416	4	0.2692	1.410814	(4, 18.0)	0.2705
4	2.605773	4	0.6258	0.661480	(4, 18.0)	0.6267
5	4.953925	4	0.2921	1.340464	(4, 18.0)	0.2934
6	4.734011	4	0.3157	1.273254	(4, 18.0)	0.3170
7	1.959695	4	0.7432	0.488919	(4, 18.0)	0.7438
8	10.00786	4	0.0403	3.120234	(4, 18.0)	0.0409

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.914102	4	0.2057	1.643201	(4, 18.0)	0.2069
2	10.94724	8	0.2047	1.581995	(8, 14.0)	0.2164
3	11.26785	12	0.5061	0.932934	(12, 10.0)	0.5520
4	12.33997	16	0.7203	0.593894	(16, 6.0)	0.8109
5	40.43721	20	0.0044	3.849245	(20, 2.0)	0.2262
6	519.4195	24	0.0000	NA	(24, NA)	NA
7	NA	28	NA	NA	(28, NA)	NA
8	NA	32	NA	NA	(32, NA)	NA

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.11 Estados Unidos

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-23.55014	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample: 1990Q1 2001Q4

Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-3.899372	0.165577	-23.55014	0.0000
D(SALDO(-1),2)	1.913256	0.118108	16.19917	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.934745	0.068530	13.63984	0.0000
R-squared	0.953197	Mean dependent var		0.034259
Adjusted R-squared	0.951117	S.D. dependent var		6.705530
S.E. of regression	1.482563	Akaike info criterion		3.685883
Sum squared resid	98.90963	Schwarz criterion		3.802833
Log likelihood	-85.46118	Hannan-Quinn criter.		3.730078
Durbin-Watson stat	1.627564			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.98764	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample: 1990Q1 2001Q4

Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.443735	0.131396	-10.98764	0.0000

R-squared	0.719498	Mean dependent var	-0.035417
Adjusted R-squared	0.719498	S.D. dependent var	1.119173
S.E. of regression	0.592741	Akaike info criterion	1.812495
Sum squared resid	16.51308	Schwarz criterion	1.851479
Log likelihood	-42.49989	Hannan-Quinn criter.	1.827227
Durbin-Watson stat	2.113280		

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample: 1990Q1 2001Q4

Included observations: 48

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.458396	31.55880	15.49471	0.0001
At most 1	0.043290	2.124257	3.841465	0.1450

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.458396	29.43454	14.26460	0.0001
At most 1	0.043290	2.124257	3.841465	0.1450

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-0.547301	1.739431
-0.001627	1.480563

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	1.792938	-0.434996
D(DDEUDA)	-0.106020	-0.109800

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -147.6686

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-3.178200
	(0.44175)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.981276 (0.23582)
D(DDEUDA)	0.058025 (0.04457)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

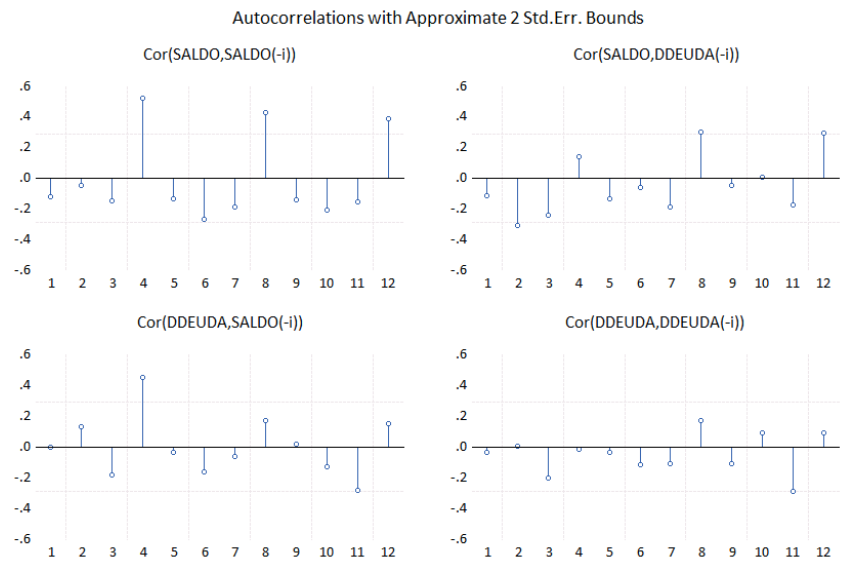
Sample: 1990Q1 2001Q4

Included observations: 48

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-3.178200 (0.44175) [-7.19462]	
C	2.430128	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.981276 (0.23582) [-4.16106]	0.058025 (0.04457) [ 1.30194]
D(SALDO(-1))	0.371106 (0.17369) [ 2.13654]	0.024540 (0.03283) [ 0.74756]
D(DDEUDA(-1))	-3.809831 (0.77855) [-4.89351]	-0.545005 (0.14714) [-3.70407]
C	0.240376 (0.43226) [ 0.55609]	0.037695 (0.08169) [ 0.46143]
R-squared	0.495115	0.317237
Adj. R-squared	0.460691	0.270685
Sum sq. resids	392.1184	14.00517
S.E. equation	2.985261	0.564180
F-statistic	14.38285	6.814685
Log likelihood	-118.5178	-38.54646
Akaike AIC	5.104907	1.772769
Schwarz SC	5.260840	1.928703
Mean dependent	0.071726	0.012500
S.D. dependent	4.065027	0.660633
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.917699	
Determinant resid covariance	1.611400	
Log likelihood	-147.6686	
Akaike information criterion	6.569524	
Schwarz criterion	6.959358	
Number of coefficients	10	

Correlogramas de los residuos



Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1990Q1 2001Q4  
Included observations: 48

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.163153	4	0.5309	0.796339	(4, 82.0)	0.5310

Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.163153	4	0.5309	0.796339	(4, 82.0)	0.5310

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.



**1985Q1-2001Q4*****Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado***

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.187768	0.0018
Test critical values: 1% level	-2.599413	
5% level	-1.945669	
10% level	-1.613677	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample: 1985Q1 2001Q4

Included observations: 68

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-1.188875	0.372949	-3.187768	0.0022
D(SALDO(-1),2)	-0.150136	0.286789	-0.523506	0.6024
D(SALDO(-2),2)	-0.428407	0.193934	-2.209029	0.0308
D(SALDO(-3),2)	-0.653224	0.101064	-6.463445	0.0000
R-squared	0.928172	Mean dependent var		-0.020246
Adjusted R-squared	0.924806	S.D. dependent var		5.533931
S.E. of regression	1.517493	Akaike info criterion		3.729019
Sum squared resid	147.3783	Schwarz criterion		3.859578
Log likelihood	-122.7867	Hannan-Quinn criter.		3.780751
Durbin-Watson stat	2.072930			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.309631	0.0182
Test critical values: 1% level	-3.530030	
5% level	-2.904848	
10% level	-2.589907	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,2)

Method: Least Squares

Sample: 1985Q1 2001Q4

Included observations: 68

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1))	-0.438952	0.132629	-3.309631	0.0015
D(DEUDA(-1),2)	-0.356759	0.121176	-2.944148	0.0045
C	0.319940	0.158786	2.014916	0.0481
R-squared	0.414980	Mean dependent var		0.016176
Adjusted R-squared	0.396980	S.D. dependent var		1.454649
S.E. of regression	1.129599	Akaike info criterion		3.124717
Sum squared resid	82.93954	Schwarz criterion		3.222636
Log likelihood	-103.2404	Hannan-Quinn criter.		3.163515
F-statistic	23.05368	Durbin-Watson stat		1.944167
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample: 1985Q1 2001Q1

Included observations: 65

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: D(SALDO) D(DEUDA)

Lags interval (in first differences): 1 to 1, 2 to 2, 4 to 4

### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.571498	63.35376	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.119453	8.268801	3.841465	0.0040

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.571498	55.08496	14.26460	0.0000
At most 1 *	0.119453	8.268801	3.841465	0.0040

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

D(SALDO)	D(DEUDA)
-1.520712	-0.264726
0.062315	-1.027128

### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO,2)	1.699998	-0.168936
D(DEUDA,2)	0.207851	0.364883

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -216.6983

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	D(DEUDA)	
1.000000	0.174081	(0.07822)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO,2)	-2.585209	(0.31242)
D(DEUDA,2)	-0.316082	(0.21572)

### **Resultados de la estimación del VAR**

Vector Autoregression Estimates

Sample: 1985Q1 2001Q1

Included observations: 65

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	D(SALDO)	D(DEUDA)
D(SALDO(-1))	-0.183809 (0.07515) [-2.44595]	-0.106430 (0.05043) [-2.11032]
D(SALDO(-2))	-0.107944 (0.07221) [-1.49491]	-0.053610 (0.04846) [-1.10629]
D(SALDO(-4))	0.819601 (0.06945) [ 11.8011]	-0.054615 (0.04661) [-1.17173]
D(DEUDA(-1))	0.027476 (0.19064) [ 0.14413]	0.210694 (0.12794) [ 1.64682]
D(DEUDA(-2))	0.068638 (0.20124) [ 0.34108]	0.305659 (0.13505) [ 2.26324]
D(DEUDA(-4))	-0.080319 (0.19354) [-0.41500]	0.090286 (0.12989) [ 0.69510]
C	0.060314 (0.23949) [ 0.25184]	0.295725 (0.16073) [ 1.83993]
R-squared	0.786086	0.298802
Adj. R-squared	0.763957	0.226264
Sum sq. resids	151.4456	68.21106
S.E. equation	1.615900	1.084460
F-statistic	35.52290	4.119257
Log likelihood	-119.7208	-93.79814
Akaike AIC	3.899101	3.101481
Schwarz SC	4.133266	3.335646
Mean dependent	0.103237	0.618462
S.D. dependent	3.325976	1.232869
Determinant resid covariance (dof adj.)	3.021879	

Determinant resid covariance	2.406059
Log likelihood	-212.9967
Akaike information criterion	6.984514
Schwarz criterion	7.452843
Number of coefficients	14

### Test de causalidad de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1985Q1 2001Q1

Included observations: 65

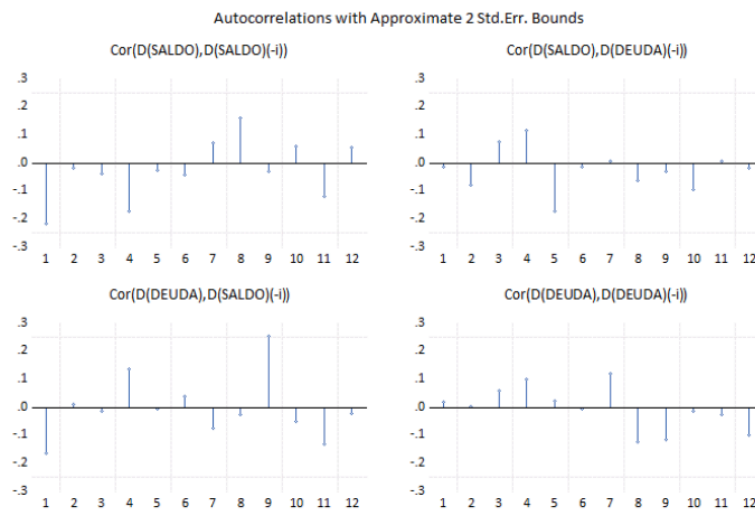
Dependent variable: D(SALDO)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DEUDA)	0.252628	3	0.9687
All	0.252628	3	0.9687

Dependent variable: D(DEUDA)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(SALDO)	4.562710	3	0.2068
All	4.562710	3	0.2068

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1985Q1 2001Q1

Included observations: 65

Null  
hypothesis  
: No serial

correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.133634	4	0.1290	1.825369	(4, 110.0)	0.1290
2	3.411077	4	0.4915	0.858206	(4, 110.0)	0.4916
3	0.786869	4	0.9402	0.195638	(4, 110.0)	0.9402
4	8.531301	4	0.0739	2.196957	(4, 110.0)	0.0740

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.133634	4	0.1290	1.825369	(4, 110.0)	0.1290
2	10.77489	8	0.2148	1.376717	(8, 106.0)	0.2151
3	12.09465	12	0.4381	1.017196	(12, 102.0)	0.4390
4	24.57854	16	0.0776	1.615452	(16, 98.0)	0.0787

## 1985Q1-1999Q4

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample: 1985Q1 1999Q1

Included observations: 57

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: SALDO DEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1, 2 to 2, 4 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.155566	11.21003	15.49471	0.1989
At most 1	0.027202	1.571996	3.841465	0.2099

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.155566	9.638034	14.26460	0.2368
At most 1	0.027202	1.571996	3.841465	0.2099

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DEUDA	
-0.320833	0.059849	
0.204811	0.045686	
<hr/>		
Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):		
<hr/>		
D(SALDO)	0.370691	-0.203853
D(DEUDA)	-0.282592	-0.074228
<hr/>		
1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-172.2682
<hr/>		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
SALDO	DEUDA	
1.000000	-0.186543	
	(0.07336)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.118930	
	(0.06911)	
D(DEUDA)	0.090665	
	(0.03655)	
<hr/>		

### **Resultados de la estimación del VAR**

Vector Autoregression Estimates

Sample: 1985Q1 1999Q1

Included observations: 57

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

	D(SALDO)	D(DEUDA)
D(SALDO(-1))	-0.198809 (0.08138) [-2.44282]	-0.037569 (0.04435) [-0.84716]
D(SALDO(-2))	-0.098080 (0.07895) [-1.24226]	0.001217 (0.04302) [ 0.02830]
D(SALDO(-4))	0.811336 (0.07674) [ 10.5728]	0.006202 (0.04182) [ 0.14833]
D(DEUDA(-1))	-0.059390 (0.25055) [-0.23704]	0.308805 (0.13653) [ 2.26185]
D(DEUDA(-2))	0.207298 (0.26327) [ 0.78739]	0.276442 (0.14346) [ 1.92695]
D(DEUDA(-4))	-0.239209 (0.25077) [-0.95389]	0.044895 (0.13665) [ 0.32854]
C	0.114006 (0.29244) [ 0.38985]	0.324761 (0.15935) [ 2.03800]

R-squared	0.779084	0.319090
Adj. R-squared	0.752574	0.237380
Sum sq. resids	137.4260	40.80588
S.E. equation	1.657866	0.903392
F-statistic	29.38838	3.905184
Log likelihood	-105.9605	-71.35408
Akaike AIC	3.963525	2.749266
Schwarz SC	4.214427	3.000167
Mean dependent	0.079521	0.794737
S.D. dependent	3.332935	1.034481

---

Determinant resid covariance (dof adj.)	2.225291
Determinant resid covariance	1.712289
Log likelihood	-177.0872
Akaike information criterion	6.704813
Schwarz criterion	7.206616
Number of coefficients	14

---

### Test de causalidad de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Sample: 1985Q1 1999Q1

Included observations: 57

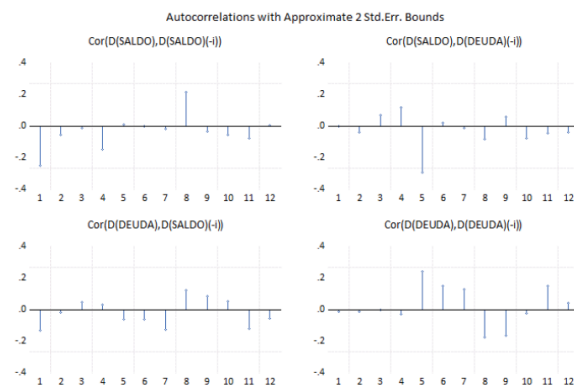
Dependent variable: D(SALDO)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DEUDA)	1.139896	3	0.7675
All	1.139896	3	0.7675

Dependent variable: D(DEUDA)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(SALDO)	1.186568	3	0.7562
All	1.186568	3	0.7562

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VAR Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1985Q1 2001Q4  
Included observations: 68

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.531030	4	0.3389	1.145106	(4, 116.0)	0.3389
2	2.462048	4	0.6514	0.616717	(4, 116.0)	0.6515
3	2.850633	4	0.5831	0.715245	(4, 116.0)	0.5832
4	4.615796	4	0.3290	1.166954	(4, 116.0)	0.3291
5	0.767382	4	0.9428	0.190831	(4, 116.0)	0.9428

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.531030	4	0.3389	1.145106	(4, 116.0)	0.3389
2	6.977757	8	0.5390	0.875767	(8, 112.0)	0.5393
3	7.693911	12	0.8086	0.634133	(12, 108.0)	0.8090
4	15.15079	16	0.5136	0.950609	(16, 104.0)	0.5154
5	19.14531	20	0.5124	0.960075	(20, 100.0)	0.5156

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.



**Período 1990q4-2001q4****Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado**

Null Hypothesis: SALDO has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 9 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.634507	0.0006
Test critical values: 1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q3 2001Q4

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALDO(-1)	-0.066485	0.018293	-3.634507	0.0011
D(SALDO(-1))	1.354244	0.134219	10.08978	0.0000
D(SALDO(-2))	-0.252951	0.249038	-1.015712	0.3185
D(SALDO(-3))	0.162076	0.260061	0.623224	0.5382
D(SALDO(-4))	-1.396876	0.278501	-5.015689	0.0000
D(SALDO(-5))	1.642918	0.224715	7.311103	0.0000
D(SALDO(-6))	-0.211802	0.255149	-0.830111	0.4135
D(SALDO(-7))	0.233440	0.284493	0.820548	0.4188
D(SALDO(-8))	-1.185671	0.355082	-3.339144	0.0024
D(SALDO(-9))	1.087899	0.214124	5.080703	0.0000
R-squared	0.961892	Mean dependent var		-0.016026
Adjusted R-squared	0.949644	S.D. dependent var		0.187395
S.E. of regression	0.042052	Akaike info criterion		-3.278886
Sum squared resid	0.049514	Schwarz criterion		-2.847942
Log likelihood	72.29883	Hannan-Quinn criter.		-3.125559
Durbin-Watson stat	0.915063			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.866439	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.621185	
5% level	-1.948886	
10% level	-1.611932	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(DEUDA,3)  
 Method: Least Squares  
 Sample (adjusted): 1991Q3 2001Q4  
 Included observations: 42 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.657348	0.241369	-6.866439	0.0000
D(DEUDA(-1),3)	0.657230	0.208483	3.152430	0.0032
D(DEUDA(-2),3)	0.657223	0.170372	3.857569	0.0004
D(DEUDA(-3),3)	0.657204	0.120784	5.441139	0.0000
R-squared	0.719014	Mean dependent var		2.38E-05
Adjusted R-squared	0.696831	S.D. dependent var		1.597174
S.E. of regression	0.879417	Akaike info criterion		2.671278
Sum squared resid	29.38823	Schwarz criterion		2.836770
Log likelihood	-52.09683	Hannan-Quinn criter.		2.731937
Durbin-Watson stat	2.000319			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1991Q4 2001Q4  
 Included observations: 41 after adjustments  
 Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
 Series: SALDO DDEUDA  
 Lags interval (in first differences): 1 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.371132	25.29702	20.26184	0.0093
At most 1	0.142013	6.279819	9.164546	0.1702

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.371132	19.01720	15.89210	0.0156
At most 1	0.142013	6.279819	9.164546	0.1702

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
4.100797	-1.752350	2.301521
-0.229392	1.639633	-1.425539

## Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.027046	-0.003098
D(DDEUDA)	0.060163	-0.261441

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      34.77885

## Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA	C
1.000000	-0.427319	0.561238
	(0.08928)	(0.09721)

## Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.110910
	(0.02707)
D(DDEUDA)	0.246716
	(0.52272)

**Resultados de la estimación del VECM**

## Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1991Q4 2001Q4

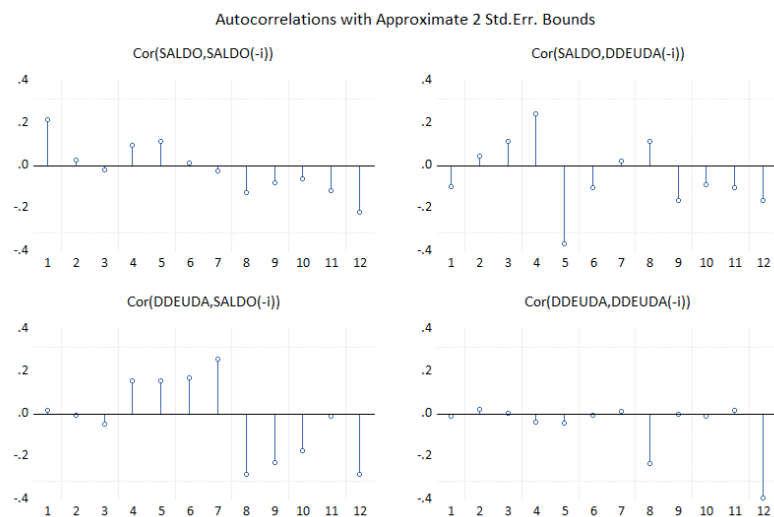
Included observations: 41 after adjustments

Standard errors in ( ) &amp; t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.427319 (0.08928) [-4.78615]	
C	0.561238 (0.09721) [ 5.77329]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.110910 (0.02707) [-4.09748]	0.246716 (0.52272) [ 0.47199]
D(SALDO(-1))	1.195244 (0.11708) [ 10.2085]	1.004108 (2.26103) [ 0.44409]
D(SALDO(-2))	-0.162636 (0.18821) [-0.86411]	-0.931531 (3.63466) [-0.25629]
D(SALDO(-3))	0.060636 (0.17481) [ 0.34687]	-5.190139 (3.37579) [-1.53746]
D(SALDO(-4))	-0.512956 (0.17827) [-2.87748]	10.27924 (3.44255) [ 2.98594]
D(SALDO(-5))	0.547421	-5.023075

	(0.11763)	(2.27155)
	[ 4.65384]	[-2.21130]
D(DDEUDA(-1))	-0.028513	0.096403
	(0.01491)	(0.28789)
	[-1.91261]	[ 0.33486]
D(DDEUDA(-2))	-0.034790	0.054307
	(0.00895)	(0.17278)
	[-3.88848]	[ 0.31432]
D(DDEUDA(-3))	-0.035213	0.055900
	(0.00871)	(0.16825)
	[-4.04172]	[ 0.33225]
D(DDEUDA(-4))	-0.036786	-0.606918
	(0.00892)	(0.17224)
	[-4.12440]	[-3.52370]
D(DDEUDA(-5))	0.010752	0.069495
	(0.01139)	(0.21987)
	[ 0.94440]	[ 0.31608]
R-squared	0.959223	0.617442
Adj. R-squared	0.945630	0.489922
Sum sq. resids	0.053589	19.98498
S.E. equation	0.042265	0.816190
F-statistic	70.57002	4.841942
Log likelihood	77.94302	-43.44537
Akaike AIC	-3.265513	2.655871
Schwarz SC	-2.805774	3.115610
Mean dependent	-0.021171	-0.032902
S.D. dependent	0.181259	1.142808
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.001174
Determinant resid covariance		0.000628
Log likelihood		34.77885
Akaike information criterion		-0.477017
Schwarz criterion		0.567844
Number of coefficients		25

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1990Q1 2001Q4

Included observations: 41

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.724787	4	0.4445	0.945935	(4, 54.0)	0.4447
2	0.179308	4	0.9962	0.044084	(4, 54.0)	0.9962
3	1.082346	4	0.8971	0.268298	(4, 54.0)	0.8971
4	6.295505	4	0.1781	1.637172	(4, 54.0)	0.1783
5	19.08420	4	0.0008	5.599749	(4, 54.0)	0.0008

Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.724787	4	0.4445	0.945935	(4, 54.0)	0.4447
2	4.509508	8	0.8085	0.555060	(8, 50.0)	0.8091
3	4.787063	12	0.9647	0.377240	(12, 46.0)	0.9651
4	20.03017	16	0.2189	1.325570	(16, 42.0)	0.2273
5	49.34676	20	0.0003	3.529163	(20, 38.0)	0.0004

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### Período 2001q4-2008q4

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.457973	0.0159
Test critical values:		
1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample: 2001Q4 2008Q4

Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.254741	0.103639	-2.457973	0.0219
D(SALDO(-1),2)	0.834950	0.174129	4.795022	0.0001
D(SALDO(-2),2)	0.119903	0.156209	0.767582	0.4505
D(SALDO(-3),2)	0.112419	0.156060	0.720355	0.4786
D(SALDO(-4),2)	-0.634902	0.157356	-4.034807	0.0005
D(SALDO(-5),2)	0.584028	0.168968	3.456440	0.0021
R-squared	0.768574	Mean dependent var		-0.001034
Adjusted R-squared	0.718264	S.D. dependent var		0.096432
S.E. of regression	0.051185	Akaike info criterion		-2.924744
Sum squared resid	0.060258	Schwarz criterion		-2.641855
Log likelihood	48.40879	Hannan-Quinn criter.		-2.836147
Durbin-Watson stat	2.103120			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.930974	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.656915	
5% level	-1.954414	
10% level	-1.609329	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2002Q3 2008Q4

Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.519314	0.170117	-8.930974	0.0000
R-squared	0.761353	Mean dependent var		-0.021045
Adjusted R-squared	0.761353	S.D. dependent var		3.150632
S.E. of regression	1.539130	Akaike info criterion		3.738014
Sum squared resid	59.22303	Schwarz criterion		3.786402
Log likelihood	-47.59418	Hannan-Quinn criter.		3.751948
Durbin-Watson stat	1.874656			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 2003Q4 2008Q4

Included observations: 21 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 6

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.822429	39.76454	15.49471	0.0000
At most 1	0.152244	3.468414	3.841465	0.0625

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.822429	36.29613	14.26460	0.0000
At most 1	0.152244	3.468414	3.841465	0.0625

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-16.33612	6.583407
0.908822	1.078586

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.041525	0.001462
D(DDEUDA)	0.415745	-0.398146

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      22.12823

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-0.402997
	(0.01551)

#### Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.678351
	(0.12136)
D(DDEUDA)	-6.791663
	(6.41236)

#### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 2003Q4 2008Q4

Included observations: 21 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

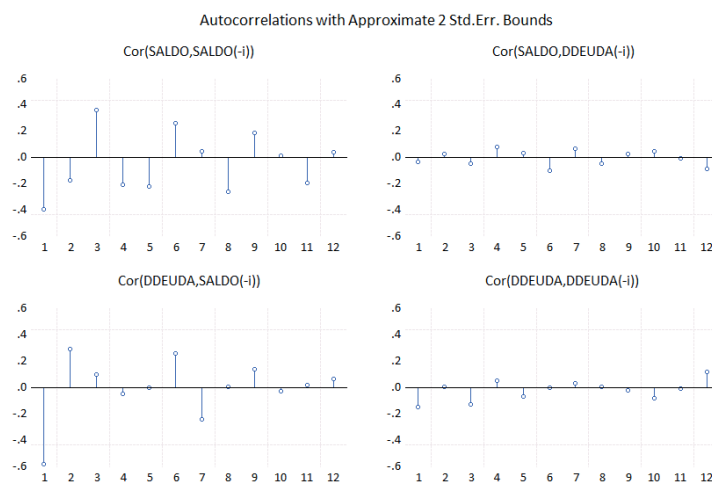
Cointegrating Eq:	CointEq1
SALDO(-1)	1.000000

DDEUDA(-1)	-0.402997 (0.01551) [-25.9845]	
C	0.894958	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.678351 (0.12136) [-5.58946]	-6.791663 (6.41236) [-1.05915]
D(SALDO(-1))	1.471295 (0.17551) [ 8.38279]	5.083281 (9.27351) [ 0.54815]
D(SALDO(-2))	0.356963 (0.30904) [ 1.15507]	-2.121304 (16.3286) [-0.12991]
D(SALDO(-3))	0.355554 (0.24155) [ 1.47197]	5.202878 (12.7626) [ 0.40767]
D(SALDO(-4))	-0.657858 (0.26121) [-2.51849]	6.173437 (13.8015) [ 0.44730]
D(SALDO(-5))	1.510880 (0.27178) [ 5.55918]	17.13507 (14.3599) [ 1.19326]
D(SALDO(-6))	0.703905 (0.27263) [ 2.58187]	4.609654 (14.4050) [ 0.32000]
D(DDEUDA(-1))	-0.274972 (0.05377) [-5.11374]	-4.128359 (2.84108) [-1.45310]
D(DDEUDA(-2))	-0.266664 (0.05651) [-4.71857]	-4.037815 (2.98598) [-1.35226]
D(DDEUDA(-3))	-0.254369 (0.05300) [-4.79910]	-4.047148 (2.80051) [-1.44515]
D(DDEUDA(-4))	-0.201924 (0.04434) [-4.55371]	-2.980080 (2.34291) [-1.27196]
D(DDEUDA(-5))	-0.128450 (0.03047) [-4.21582]	-1.446325 (1.60985) [-0.89842]
D(DDEUDA(-6))	-0.075784 (0.01806) [-4.19553]	-0.817164 (0.95439) [-0.85622]
C	-0.031691 (0.01313)	-0.077258 (0.69388)



	[-2.41320]	[-0.11134]
R-squared	0.987280	0.719225
Adj. R-squared	0.963659	0.197787
Sum sq. resids	0.008113	22.64936
S.E. equation	0.034044	1.798784
F-statistic	41.79504	1.379310
Log likelihood	52.71960	-30.59161
Akaike AIC	-3.687581	4.246820
Schwarz SC	-2.991233	4.943168
Mean dependent	0.049333	0.049811
S.D. dependent	0.178585	2.008325
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.003750
Determinant resid covariance		0.000417
Log likelihood		22.12823
Akaike information criterion		0.749692
Schwarz criterion		2.241867
Number of coefficients		30

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 2001Q4 2008Q4

Included observations: 21

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.318683	4	0.1200	2.510167	(4, 8.0)	0.1248
2	1.721376	4	0.7868	0.421558	(4, 8.0)	0.7893
3	4.989724	4	0.2884	1.481840	(4, 8.0)	0.2942
4	1.874650	4	0.7588	0.463151	(4, 8.0)	0.7616
5	3.286942	4	0.5110	0.881650	(4, 8.0)	0.5160
6	6.783762	4	0.1478	2.249913	(4, 8.0)	0.1529

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.318683	4	0.1200	2.510167	(4, 8.0)	0.1248
2	17.00162	8	0.0301	5.172648	(8, 4.0)	0.0649
3	NA	12	NA	NA	(12, NA)	NA
4	NA	16	NA	NA	(16, NA)	NA
5	NA	20	NA	NA	(20, NA)	NA
6	NA	24	NA	NA	(24, NA)	NA

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.14 Honduras

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.166763	0.0307
Test critical values: 1% level	-2.622585	
5% level	-1.949097	
10% level	-1.611824	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1991Q4 2001Q4

Included observations: 41 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.252468	0.116518	-2.166763	0.0371
D(SALDO(-1),2)	0.779072	0.167289	4.657044	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.126586	0.112429	1.125920	0.2679
D(SALDO(-3),2)	0.163125	0.119047	1.370252	0.1793
D(SALDO(-4),2)	-0.785406	0.118194	-6.645085	0.0000
D(SALDO(-5),2)	0.623684	0.156753	3.978776	0.0003
R-squared	0.824788	Mean dependent var		-0.005222
Adjusted R-squared	0.799758	S.D. dependent var		0.142984
S.E. of regression	0.063983	Akaike info criterion		-2.525941
Sum squared resid	0.143284	Schwarz criterion		-2.275175
Log likelihood	57.78180	Hannan-Quinn criter.		-2.434626
Durbin-Watson stat	2.005707			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.634624	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.617364	
5% level	-1.948313	
10% level	-1.612229	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1990Q4 2001Q4

Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.000207	0.150756	-6.634624	0.0000
R-squared	0.500104	Mean dependent var		7.41E-06
Adjusted R-squared	0.500104	S.D. dependent var		0.515788
S.E. of regression	0.364680	Akaike info criterion		0.842376
Sum squared resid	5.851610	Schwarz criterion		0.882524
Log likelihood	-17.95346	Hannan-Quinn criter.		0.857343
Durbin-Watson stat	2.000000			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1991Q4 2001Q4  
Included observations: 41 after adjustments  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.413304	25.86413	20.26184	0.0076
At most 1	0.092973	4.000912	9.164546	0.4120

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.413304	21.86322	15.89210	0.0051
At most 1	0.092973	4.000912	9.164546	0.4120

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
3.677546	-2.633957	1.527094
0.742874	1.319285	-0.478128

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.040343	-0.008376
D(DDEUDA)	0.084348	-0.093361

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      49.56647

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO      DDEUDA      C

1.000000	-0.716227	0.415248
	(0.10935)	(0.06957)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.148363
	(0.03717)
D(DDEUDA)	0.310192
	(0.21637)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1991Q4 2001Q4

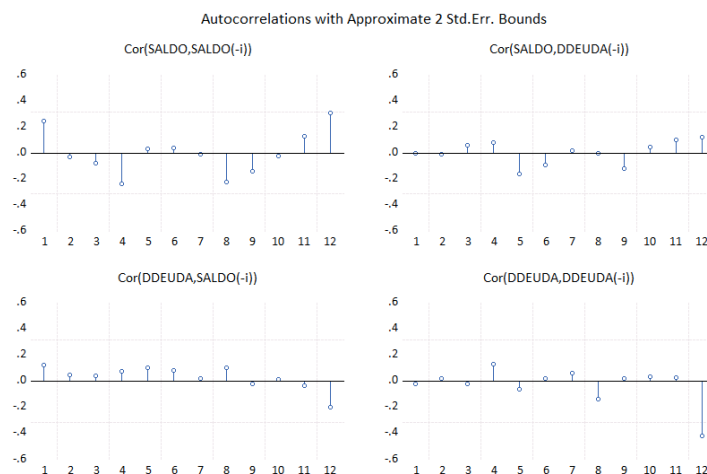
Included observations: 41 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.716227 (0.10935) [-6.55005]	
C	0.415248 (0.06957) [ 5.96854]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.148363 (0.03717) [-3.99127]	0.310192 (0.21637) [ 1.43361]
D(SALDO(-1))	1.129578 (0.10970) [ 10.2972]	0.136568 (0.63853) [ 0.21388]
D(SALDO(-2))	-0.049668 (0.16875) [-0.29433]	-0.380501 (0.98225) [-0.38738]
D(SALDO(-3))	0.121302 (0.16873) [ 0.71890]	-0.289382 (0.98216) [-0.29464]
D(SALDO(-4))	-0.788409 (0.17367) [-4.53973]	0.186224 (1.01089) [ 0.18422]
D(SALDO(-5))	0.804354 (0.12269) [ 6.55606]	-0.235599 (0.71415) [-0.32990]
D(DDEUDA(-1))	-0.068439 (0.03578) [-1.91262]	0.156547 (0.20829) [ 0.75159]
D(DDEUDA(-2))	-0.065606 (0.03170) [-2.06971]	0.119747 (0.18451) [ 0.64900]

D(DDEUDA(-3))	-0.076910 (0.03112) [-2.47149]	0.131826 (0.18114) [ 0.72777]
D(DDEUDA(-4))	-0.067550 (0.03239) [-2.08531]	-0.236020 (0.18855) [-1.25174]
D(DDEUDA(-5))	-0.002669 (0.03348) [-0.07972]	0.115914 (0.19487) [ 0.59483]
R-squared	0.933489	0.184471
Adj. R-squared	0.911319	-0.087372
Sum sq. resids	0.125667	4.257815
S.E. equation	0.064722	0.376732
F-statistic	42.10562	0.678593
Log likelihood	60.47126	-11.74775
Akaike AIC	-2.413232	1.109647
Schwarz SC	-1.953493	1.569385
Mean dependent	-0.013723	0.033621
S.D. dependent	0.217338	0.361280
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000571
Determinant resid covariance		0.000305
Log likelihood		49.56647
Akaike information criterion		-1.198364
Schwarz criterion		-0.153503
Number of coefficients		25

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1990Q1 2001Q4

Included observations: 41

Null  
hypothesis  
: No serial

correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.763546	4	0.4390	0.956119	(4, 54.0)	0.4391
2	0.391335	4	0.9832	0.096397	(4, 54.0)	0.9832
3	1.239733	4	0.8715	0.307753	(4, 54.0)	0.8716
4	6.708740	4	0.1521	1.751331	(4, 54.0)	0.1522
5	5.910003	4	0.2060	1.531444	(4, 54.0)	0.2061

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	3.763546	4	0.4390	0.956119	(4, 54.0)	0.4391
2	4.065144	8	0.8512	0.498244	(8, 50.0)	0.8517
3	5.187548	12	0.9514	0.410434	(12, 46.0)	0.9520
4	13.69749	16	0.6212	0.846621	(16, 42.0)	0.6291
5	20.14483	20	0.4489	1.016742	(20, 38.0)	0.4670

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.15 España

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-20.19396	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.611094	
5% level	-1.947381	
10% level	-1.612725	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1996Q2 2008Q4

Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1),2)	-3.983587	0.197266	-20.19396	0.0000
D(SALDO(-1),3)	1.877864	0.154813	12.12992	0.0000
D(SALDO(-2),3)	0.897909	0.069841	12.85648	0.0000
R-squared	0.991373	Mean dependent var		-0.400000
Adjusted R-squared	0.991013	S.D. dependent var		16.92494
S.E. of regression	1.604472	Akaike info criterion		3.840489
Sum squared resid	123.5678	Schwarz criterion		3.954125
Log likelihood	-94.93246	Hannan-Quinn criter.		3.883913
Durbin-Watson stat	2.355629			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.393194	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.611094	
5% level	-1.947381	
10% level	-1.612725	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1996Q2 2008Q4

Included observations: 51 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-2.359643	0.319164	-7.393194	0.0000



D(DEUDA(-1),3)	0.722470	0.252508	2.861182	0.0062
D(DEUDA(-2),3)	0.448652	0.133631	3.357409	0.0015
R-squared	0.857135	Mean dependent var		0.031373
Adjusted R-squared	0.851183	S.D. dependent var		3.908426
S.E. of regression	1.507748	Akaike info criterion		3.716134
Sum squared resid	109.1186	Schwarz criterion		3.829771
Log likelihood	-91.76142	Hannan-Quinn criter.		3.759558
Durbin-Watson stat	1.777317			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1996Q3 2008Q4

Included observations: 50 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 4 to 4

### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.369553	29.05030	20.26184	0.0024
At most 1	0.112796	5.983993	9.164546	0.1919

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.369553	23.06630	15.89210	0.0031
At most 1	0.112796	5.983993	9.164546	0.1919

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
0.423408	-0.627965	2.091035
0.234881	0.314816	-0.434022

### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.692975	-0.390051
D(DDEUDA)	0.677534	-0.304692

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -172.6235

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO      DDEUDA      C

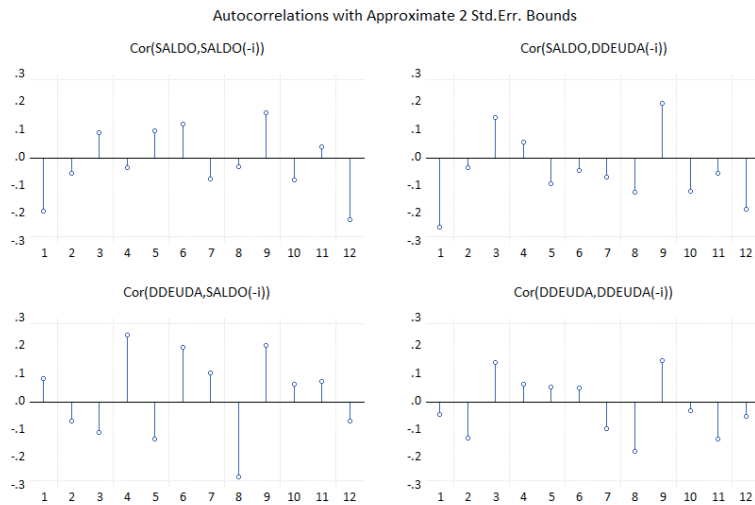
1.000000	-1.483119 (0.26220)	4.938578 (0.81137)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.293411 (0.09094)	
D(DDEUDA)	0.286874 (0.07827)	

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates  
Sample (adjusted): 1996Q3 2008Q4  
Included observations: 50 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-1.483119 (0.26220) [-5.65642]	
C	4.938578 (0.81137) [ 6.08673]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.293411 (0.09094) [-3.22651]	0.286874 (0.07827) [ 3.66507]
D(SALDO(-4))	0.852436 (0.09176) [ 9.28962]	-0.099247 (0.07898) [-1.25658]
D(DDEUDA(-4))	0.212816 (0.14859) [ 1.43221]	0.127474 (0.12790) [ 0.99668]
R-squared	0.899464	0.645847
Adj. R-squared	0.895186	0.630777
Sum sq. resids	108.4020	80.30943
S.E. equation	1.518692	1.307177
F-statistic	210.2465	42.85556
Log likelihood	-90.29251	-82.79353
Akaike AIC	3.731700	3.431741
Schwarz SC	3.846422	3.546463
Mean dependent	-0.038000	0.010000
S.D. dependent	4.690933	2.151245
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.868770
Determinant resid covariance		3.418445
Log likelihood		-172.6235
Akaike information criterion		7.264940
Schwarz criterion		7.609104
Number of coefficients		9

## Correlogramas de los residuos



## Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1995Q1 2008Q4

Included observations: 50

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.867229	4	0.2093	1.499200	(4, 88.0)	0.2093
2	0.971136	4	0.9141	0.241371	(4, 88.0)	0.9142
3	3.261419	4	0.5151	0.821147	(4, 88.0)	0.5151
4	12.05253	4	0.0170	3.190428	(4, 88.0)	0.0170

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.867229	4	0.2093	1.499200	(4, 88.0)	0.2093
2	6.940566	8	0.5431	0.871974	(8, 84.0)	0.5435
3	9.063539	12	0.6975	0.750149	(12, 80.0)	0.6985
4	17.74052	16	0.3393	1.131935	(16, 76.0)	0.3426

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.16 *Islandia*

1976q1-1984q4

#### *Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado*

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.578411	0.0119
Test critical values: 1% level	-2.647120	
5% level	-1.952910	
10% level	-1.610011	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1977Q4 1984Q4

Included observations: 29 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.409038	0.158640	-2.578411	0.0168
D(SALDO(-1),2)	1.002552	0.196198	5.109907	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.220799	0.110749	1.993695	0.0582
D(SALDO(-3),2)	0.287439	0.125317	2.293703	0.0313
D(SALDO(-4),2)	-1.061045	0.134372	-7.896343	0.0000
D(SALDO(-5),2)	1.046680	0.221403	4.727495	0.0001
R-squared	0.947238	Mean dependent var		-0.004966
Adjusted R-squared	0.935768	S.D. dependent var		0.158765
S.E. of regression	0.040238	Akaike info criterion		-3.406043
Sum squared resid	0.037238	Schwarz criterion		-3.123154
Log likelihood	55.38762	Hannan-Quinn criter.		-3.317446
Durbin-Watson stat	2.247876			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.380648	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.644302	
5% level	-1.952473	
10% level	-1.610211	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1977Q3 1984Q4

Included observations: 30 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.788320	0.242299	-7.380648	0.0000
D(DEUDA(-1),3)	0.786767	0.209498	3.755489	0.0009
D(DEUDA(-2),3)	0.784725	0.171015	4.588645	0.0001
D(DEUDA(-3),3)	0.782995	0.120993	6.471432	0.0000
R-squared	0.808678	Mean dependent var		0.000233
Adjusted R-squared	0.786602	S.D. dependent var		2.342426
S.E. of regression	1.082083	Akaike info criterion		3.119219
Sum squared resid	30.44350	Schwarz criterion		3.306045
Log likelihood	-42.78828	Hannan-Quinn criter.		3.178986
Durbin-Watson stat	2.012336			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 1977Q4 1984Q4

Included observations: 29 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.636794	36.79065	20.26184	0.0001
At most 1	0.225748	7.419879	9.164546	0.1060

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.636794	29.37077	15.89210	0.0002
At most 1	0.225748	7.419879	9.164546	0.1060

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
-9.399561	0.467243	0.601082
-0.189388	0.703503	-1.677201

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.024833	-0.002631
D(DDEUDA)	-0.218171	-0.455303

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	32.81452
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
SALDO	DDEUDA	C
1.000000	-0.049709 (0.01578)	-0.063948 (0.03231)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.233420 (0.04332)	
D(DDEUDA)	2.050714 (2.15420)	

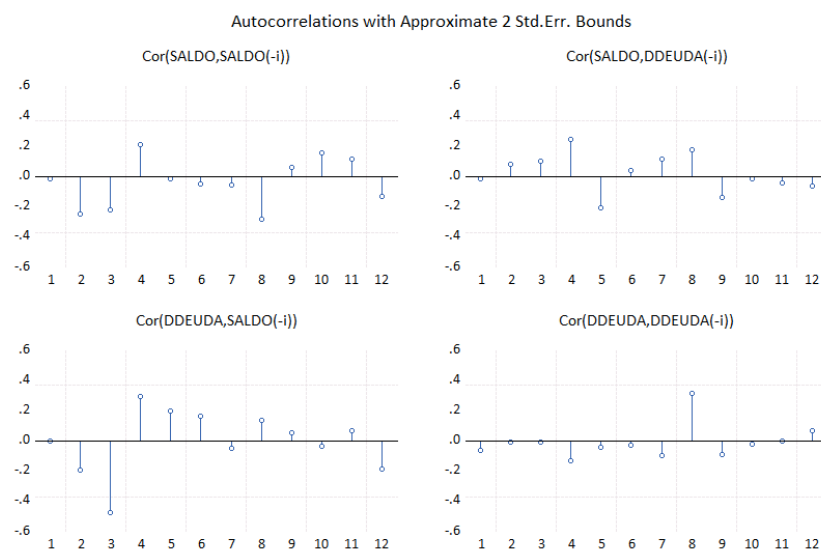
### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates  
Sample (adjusted): 1977Q4 1984Q4  
Included observations: 29 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.049709 (0.01578) [-3.14942]	
C	-0.063948 (0.03231) [-1.97894]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.233420 (0.04332) [-5.38771]	2.050714 (2.15420) [ 0.95196]
D(SALDO(-1))	1.204142 (0.09148) [ 13.1635]	-0.391851 (4.54841) [-0.08615]
D(SALDO(-2))	0.028893 (0.11184) [ 0.25833]	-1.680730 (5.56113) [-0.30223]
D(SALDO(-3))	0.114795 (0.10487) [ 1.09466]	-3.072096 (5.21433) [-0.58916]
D(SALDO(-4))	-0.793805 (0.15493) [-5.12377]	3.812349 (7.70328) [ 0.49490]
D(SALDO(-5))	0.991685 (0.12311) [ 8.05497]	-3.247391 (6.12155) [-0.53048]
D(DDEUDA(-1))	-0.010031 (0.00483)	0.032015 (0.23998)

	[-2.07827]	[ 0.13341]
D(DDEUDA(-2))	-0.012251 (0.00374) [-3.27252]	0.013975 (0.18615) [ 0.07508]
D(DDEUDA(-3))	-0.014262 (0.00371) [-3.84455]	0.024891 (0.18445) [ 0.13495]
D(DDEUDA(-4))	-0.018910 (0.00516) [-3.66751]	-0.846010 (0.25637) [-3.29998]
D(DDEUDA(-5))	0.010079 (0.00725) [ 1.38976]	0.072219 (0.36062) [ 0.20026]
R-squared	0.990589	0.654379
Adj. R-squared	0.985361	0.462368
Sum sq. resids	0.011090	27.41752
S.E. equation	0.024821	1.234178
F-statistic	189.4748	3.408023
Log likelihood	72.95161	-40.33557
Akaike AIC	-4.272525	3.540384
Schwarz SC	-3.753896	4.059014
Mean dependent	0.022552	0.072379
S.D. dependent	0.205152	1.683198
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000926
Determinant resid covariance		0.000357
Log likelihood		32.81452
Akaike information criterion		-0.538932
Schwarz criterion		0.639771
Number of coefficients		25

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1976Q1 1984Q4

Included observations: 29

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	0.190654	4	0.9957	0.046268	(4, 30.0)	0.9957
2	2.406872	4	0.6614	0.605510	(4, 30.0)	0.6617
3	6.672343	4	0.1543	1.801167	(4, 30.0)	0.1547
4	7.605059	4	0.1072	2.085269	(4, 30.0)	0.1075
5	4.545911	4	0.3371	1.184548	(4, 30.0)	0.3376

Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	0.190654	4	0.9957	0.046268	(4, 30.0)	0.9957
2	2.277626	8	0.9713	0.265542	(8, 26.0)	0.9716
3	11.37367	12	0.4972	0.960411	(12, 22.0)	0.5112
4	18.31578	16	0.3057	1.215616	(16, 18.0)	0.3424
5	18.59213	20	0.5485	0.870947	(20, 14.0)	0.6204

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 1995q1-2008q4

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.699731	0.0842
Test critical values:		
1% level	-2.606911	
5% level	-1.946764	
10% level	-1.613062	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample: 1995Q1 2008Q4

Included observations: 56



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.167348	0.098456	-1.699731	0.0954
D(SALDO(-1),2)	0.935811	0.139610	6.703022	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.094977	0.100209	0.947785	0.3478
D(SALDO(-3),2)	0.330637	0.169266	1.953356	0.0564
D(SALDO(-4),2)	-1.837729	0.187321	-9.810578	0.0000
D(SALDO(-5),2)	1.741432	0.247908	7.024498	0.0000
R-squared	0.863706	Mean dependent var		0.000643
Adjusted R-squared	0.850076	S.D. dependent var		0.234454
S.E. of regression	0.090781	Akaike info criterion		-1.859783
Sum squared resid	0.412057	Schwarz criterion		-1.642781
Log likelihood	58.07393	Hannan-Quinn criter.		-1.775652
Durbin-Watson stat	2.199593			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root  
Exogenous: None  
Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.164883	0.0001
Test critical values: 1% level	-2.615093	
5% level	-1.947975	
10% level	-1.612408	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
Dependent Variable: D(DEUDA,3)  
Method: Least Squares  
Sample (adjusted): 1997Q1 2008Q3  
Included observations: 47 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-2.858487	0.686331	-4.164883	0.0002
D(DEUDA(-1),3)	1.163257	0.640875	1.815107	0.0768
D(DEUDA(-2),3)	1.005393	0.580924	1.730678	0.0910
D(DEUDA(-3),3)	1.113985	0.475189	2.344301	0.0240
D(DEUDA(-4),3)	0.859260	0.332088	2.587448	0.0133
D(DEUDA(-5),3)	0.806687	0.189420	4.258729	0.0001
R-squared	0.864546	Mean dependent var		1.009870
Adjusted R-squared	0.848027	S.D. dependent var		21.54970
S.E. of regression	8.400880	Akaike info criterion		7.213294
Sum squared resid	2893.566	Schwarz criterion		7.449483
Log likelihood	-163.5124	Hannan-Quinn criter.		7.302173
Durbin-Watson stat	2.207237			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 1996Q4 2008Q3  
Included observations: 48 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1, 2 to 2, 4 to 4, 5 to 5

---



---

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.607907	45.68925	15.49471	0.0000
At most 1	0.015482	0.748948	3.841465	0.3868

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.607907	44.94030	14.26460	0.0000
At most 1	0.015482	0.748948	3.841465	0.3868

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-2.170362	0.138251
-0.246854	-0.278494

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.080435	-0.000442
D(DDEUDA)	-1.015031	0.761173

---

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -91.30063

---

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-0.063700
	(0.01755)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.174573
	(0.02278)
D(DDEUDA)	2.202984
	(2.17286)

---



---

**Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1996Q4 2008Q3

Included observations: 48 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

---

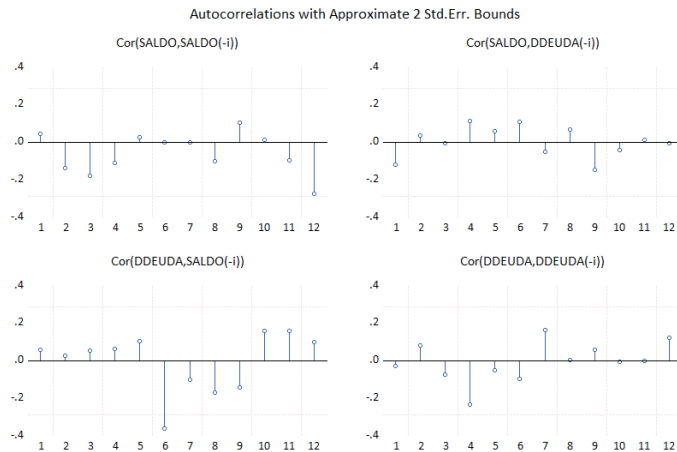


---

SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.063700 (0.01755) [-3.62999]	
C	0.325728	
<hr/>		
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
<hr/>		
CointEq1	-0.174573 (0.02278) [-7.66409]	2.202984 (2.17286) [ 1.01386]
D(SALDO(-1))	1.199590 (0.11129) [ 10.7791]	29.16672 (10.6161) [ 2.74740]
D(SALDO(-2))	0.250548 (0.17309) [ 1.44747]	-71.80994 (16.5119) [-4.34897]
D(SALDO(-4))	-1.555327 (0.19462) [-7.99159]	115.1429 (18.5654) [ 6.20200]
D(SALDO(-5))	1.443752 (0.15738) [ 9.17378]	-89.95893 (15.0128) [-5.99216]
D(DDEUDA(-1))	-0.005994 (0.00223) [-2.68616]	-0.420695 (0.21287) [-1.97627]
D(DDEUDA(-2))	-0.005593 (0.00177) [-3.16279]	-0.317351 (0.16868) [-1.88143]
D(DDEUDA(-4))	0.003938 (0.00172) [ 2.29075]	-0.061902 (0.16399) [-0.37748]
D(DDEUDA(-5))	0.000818 (0.00197) [ 0.41605]	-0.044913 (0.18749) [-0.23954]
C	-0.008512 (0.01143) [-0.74467]	1.389119 (1.09043) [ 1.27392]
<hr/>		
R-squared	0.976889	0.763772
Adj. R-squared	0.971415	0.707823
Sum sq. resids	0.200905	1828.205
S.E. equation	0.072712	6.936185
F-statistic	178.4716	13.65127
Log likelihood	63.31788	-155.4664
Akaike AIC	-2.221578	6.894433
Schwarz SC	-1.831745	7.284266
Mean dependent	-0.072750	1.100284
S.D. dependent	0.430069	12.83210
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.245531

Determinant resid covariance	0.153883
Log likelihood	-91.30063
Akaike information criterion	4.720860
Schwarz criterion	5.578493
Number of coefficients	22

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1995Q1 2008Q4

Included observations: 48

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.710323	4	0.7888	0.426677	(4, 70.0)	0.7889
2	2.132390	4	0.7114	0.533561	(4, 70.0)	0.7115
3	2.176606	4	0.7033	0.544795	(4, 70.0)	0.7034
4	9.430402	4	0.0512	2.485828	(4, 70.0)	0.0512
5	1.527697	4	0.8217	0.380625	(4, 70.0)	0.8218

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.710323	4	0.7888	0.426677	(4, 70.0)	0.7889
2	4.475365	8	0.8119	0.552833	(8, 66.0)	0.8122
3	7.868847	12	0.7953	0.643872	(12, 62.0)	0.7965
4	18.69007	16	0.2851	1.207645	(16, 58.0)	0.2902
5	19.19493	20	0.5092	0.961721	(20, 54.0)	0.5189

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.17 Chipre

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.218225	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000Q1 2008Q4

Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-3.172809	0.344189	-9.218225	0.0000
D(SALDO(-1),2)	1.354269	0.265416	5.102436	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.713147	0.137816	5.174613	0.0000
R-squared	0.880328	Mean dependent var		-0.294599
Adjusted R-squared	0.873075	S.D. dependent var		11.79362
S.E. of regression	4.201658	Akaike info criterion		5.788491
Sum squared resid	582.5798	Schwarz criterion		5.920451
Log likelihood	-101.1928	Hannan-Quinn criter.		5.834548
Durbin-Watson stat	1.588781			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.326583	0.0001
Test critical values: 1% level	-2.624057	
5% level	-1.949319	
10% level	-1.611711	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,2)

Method: Least Squares

Sample: 1999Q1 2008Q4

Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1))	-0.681731	0.157568	-4.326583	0.0001

R-squared	0.323642	Mean dependent var	-0.297832
Adjusted R-squared	0.323642	S.D. dependent var	9.546665
S.E. of regression	7.851272	Akaike info criterion	6.983910
Sum squared resid	2404.057	Schwarz criterion	7.026132
Log likelihood	-138.6782	Hannan-Quinn criter.	6.999177
Durbin-Watson stat	2.091616		

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 2001Q1 2008Q4

Included observations: 32 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: SALDO DEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1, 3 to 3, 4 to 4, 6 to 6, 7 to 7

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.526829	29.60893	20.26184	0.0019
At most 1	0.162204	5.663371	9.164546	0.2184

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.526829	23.94556	15.89210	0.0022
At most 1	0.162204	5.663371	9.164546	0.2184

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DEUDA	C
0.414603	-0.028250	8.791586
-0.049694	0.067152	-19.23016

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-1.863407	-0.361548
D(DEUDA)	1.937081	-2.914800

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -176.2274

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DEUDA	C
1.000000	-0.068138	21.20482
	(0.03208)	(9.06772)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.772575 (0.17923)
D(DEUDA)	0.803120 (0.67553)

### *Resultados de la estimación del VECM*

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 2001Q1 2008Q4

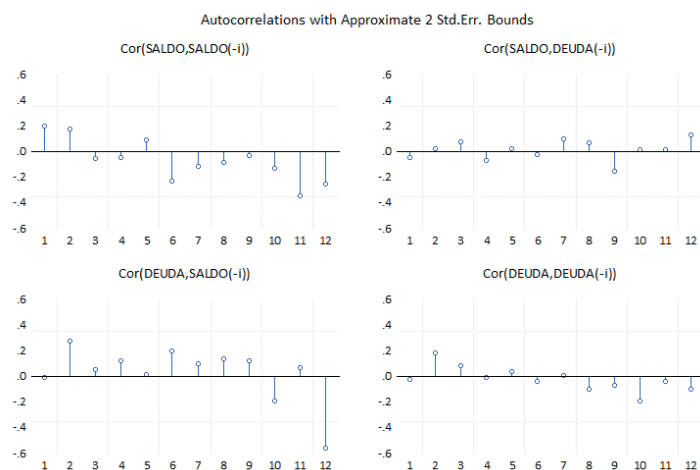
Included observations: 32 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DEUDA(-1)	-0.068138 (0.03208) [-2.12381]	
C	21.20482 (9.06772) [ 2.33849]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
CointEq1	-0.772575 (0.17923) [-4.31047]	0.803120 (0.67553) [ 1.18888]
D(SALDO(-1))	-0.095331 (0.14129) [-0.67473]	-0.200221 (0.53251) [-0.37600]
D(SALDO(-3))	-0.026126 (0.11203) [-0.23321]	0.262850 (0.42223) [ 0.62253]
D(SALDO(-4))	0.144182 (0.11320) [ 1.27367]	0.104976 (0.42666) [ 0.24604]
D(SALDO(-6))	-0.265708 (0.11089) [-2.39604]	0.041222 (0.41796) [ 0.09863]
D(SALDO(-7))	-0.168050 (0.11832) [-1.42036]	0.140880 (0.44593) [ 0.31592]
D(DEUDA(-1))	-0.061154 (0.05485) [-1.11495]	0.360839 (0.20673) [ 1.74549]
D(DEUDA(-3))	0.232032 (0.05738) [ 4.04392]	0.051953 (0.21626) [ 0.24024]
D(DEUDA(-4))	-0.259583	-0.425134

	(0.07053)	(0.26581)
	[-3.68069]	[-1.59938]
D(DEUDA(-6))	-0.064314	0.448323
	(0.09230)	(0.34786)
	[-0.69682]	[ 1.28880]
D(DEUDA(-7))	0.405824	-0.304231
	(0.09017)	(0.33984)
	[ 4.50077]	[-0.89521]
R-squared	0.912797	0.324814
Adj. R-squared	0.871272	0.003297
Sum sq. resids	125.5842	1783.969
S.E. equation	2.445445	9.216882
F-statistic	21.98173	1.010253
Log likelihood	-67.28189	-109.7398
Akaike AIC	4.892618	7.546237
Schwarz SC	5.396465	8.050084
Mean dependent	0.082574	-0.172642
S.D. dependent	6.815863	9.232112
Determinant resid covariance (dof adj.)		483.4208
Determinant resid covariance		208.1920
Log likelihood		-176.2274
Akaike information criterion		12.57671
Schwarz criterion		13.72182
Number of coefficients		25

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1999Q1 2008Q4

Included observations: 32

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h



Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.295305	4	0.6816	0.575999	(4, 36.0)	0.6818
2	3.327996	4	0.5045	0.847035	(4, 36.0)	0.5048
3	4.084737	4	0.3947	1.050505	(4, 36.0)	0.3950
4	2.294930	4	0.6817	0.575902	(4, 36.0)	0.6819
5	0.695784	4	0.9518	0.170846	(4, 36.0)	0.9519
6	5.029563	4	0.2843	1.310458	(4, 36.0)	0.2846
7	3.266745	4	0.5142	0.830748	(4, 36.0)	0.5145

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.295305	4	0.6816	0.575999	(4, 36.0)	0.6818
2	6.422284	8	0.6000	0.805630	(8, 32.0)	0.6024
3	9.463033	12	0.6630	0.774906	(12, 28.0)	0.6704
4	10.44532	16	0.8424	0.600995	(16, 24.0)	0.8525
5	13.92034	20	0.8345	0.616093	(20, 20.0)	0.8565
6	16.90321	24	0.8528	0.580132	(24, 16.0)	0.8893
7	26.33747	28	0.5545	0.800429	(28, 12.0)	0.6992

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

**2000q1-2008q4*****Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado***

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.59013	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.639210	
5% level	-1.951687	
10% level	-1.610579	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2001Q1 2008Q4

Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-3.558198	0.335992	-10.59013	0.0000
D(SALDO(-1),2)	1.632056	0.251960	6.477429	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.775185	0.129410	5.990164	0.0000
R-squared	0.900458	Mean dependent var		-0.104347
Adjusted R-squared	0.893593	S.D. dependent var		8.783115
S.E. of regression	2.865060	Akaike info criterion		5.032116
Sum squared resid	238.0486	Schwarz criterion		5.169529
Log likelihood	-77.51385	Hannan-Quinn criter.		5.077664
Durbin-Watson stat	1.643429			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.80951	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample: 2000Q1 2008Q4

Included observations: 36

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-4.535745	0.384076	-11.80951	0.0000
D(DEUDA(-1),3)	2.351183	0.318936	7.371966	0.0000
D(DEUDA(-2),3)	1.160369	0.176779	6.563945	0.0000
R-squared	0.957330	Mean dependent var		-0.188647
Adjusted R-squared	0.954744	S.D. dependent var		41.03849
S.E. of regression	8.730350	Akaike info criterion		7.251143
Sum squared resid	2515.228	Schwarz criterion		7.383103
Log likelihood	-127.5206	Hannan-Quinn criter.		7.297201
Durbin-Watson stat	2.163384			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 2000Q4 2008Q4  
Included observations: 33 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 2

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.522325	27.04341	15.49471	0.0006
At most 1	0.077505	2.662226	3.841465	0.1028

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.522325	24.38119	14.26460	0.0009
At most 1	0.077505	2.662226	3.841465	0.1028

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-0.766352	0.098374
-0.263159	-0.133180

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	2.407908	0.312288
D(DDEUDA)	-6.369445	1.820526

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -195.4899

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-0.128367
	(0.03792)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-1.845306
	(0.37776)
D(DDEUDA)	4.881240
	(1.31802)

### Resultados de la estimación del VECM

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 2000Q4 2008Q4

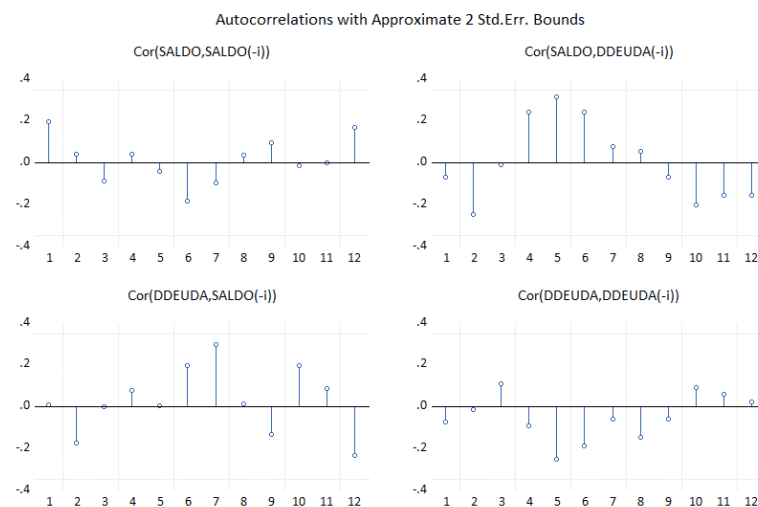
Included observations: 33 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.128367 (0.03792) [-3.38499]	
C	-0.306545	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-1.845306 (0.37776) [-4.88481]	4.881240 (1.31802) [ 3.70345]
D(SALDO(-1))	0.853529 (0.34947) [ 2.44237]	-4.201071 (1.21929) [-3.44549]
D(SALDO(-2))	0.575500 (0.23322) [ 2.46766]	-0.976999 (0.81369) [-1.20070]
D(DDEUDA(-1))	-0.093198 (0.05272) [-1.76781]	-0.904470 (0.18394) [-4.91723]
D(DDEUDA(-2))	0.097423 (0.05970) [ 1.63178]	-0.507740 (0.20831) [-2.43746]
C	-0.167215 (0.49369) [-0.33870]	0.505022 (1.72249) [ 0.29319]
R-squared	0.736407	0.838894
Adj. R-squared	0.687594	0.809060
Sum sq. resids	216.5024	2635.523
S.E. equation	2.831715	9.879876
F-statistic	15.08614	28.11834
Log likelihood	-77.86303	-119.1004
Akaike AIC	5.082608	7.581843

Schwarz SC	5.354700	7.853935
Mean dependent	-0.315447	0.159851
S.D. dependent	5.066285	22.61012
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)	715.8412	
Determinant resid covariance	479.1995	
Log likelihood	-195.4899	
Akaike information criterion	12.69636	
Schwarz criterion	13.33124	
Number of coefficients	14	

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 2000Q1 2008Q4  
Included observations: 33

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.508694	4	0.1113	1.987238	(4, 48.0)	0.1115
2	9.345375	4	0.0530	2.521475	(4, 48.0)	0.0531

Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.508694	4	0.1113	1.987238	(4, 48.0)	0.1115
2	11.27175	8	0.1868	1.490644	(8, 44.0)	0.1882

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### Prueba de normalidad en la distribución de los residuos

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Sample: 2000Q1 2008Q4

Included observations: 33

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.301651	0.500463	1	0.4793
2	0.288371	0.457368	1	0.4989
Joint		0.957831	2	0.6195

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.774230	0.070086	1	0.7912
2	3.810919	0.904185	1	0.3417
Joint		0.974272	2	0.6144

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.570549	2	0.7518
2	1.361553	2	0.5062
Joint	1.932103	4	0.7482

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

### Prueba de heterocedasticidad en los residuos

VEC Residual Heteroskedasticity Tests (Includes Cross Terms)

Sample: 2000Q1 2008Q4

Included observations: 33

Joint test:					
Chi-sq	df	Prob.			
83.61028	60	0.0237			

Individual components:					
Dependent	R-squared	F(20,12)	Prob.	Chi-sq(20)	Prob.
res1*res1	0.808655	2.535704	0.0505	26.68563	0.1443
res2*res2	0.881200	4.450489	0.0054	29.07959	0.0862
res2*res1	0.889519	4.830818	0.0037	29.35414	0.0810

## 1995q1-2008q4

### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 8 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.527851	0.0174
Test critical values:		
1% level	-2.616203	
5% level	-1.948140	
10% level	-1.612320	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1997Q3 2008Q4

Included observations: 46 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.335407	0.219529	-1.527851	0.1351
D(SALDO(-1),2)	0.358011	0.172406	2.076561	0.0448
D(SALDO(-2),2)	0.179165	0.179904	0.995895	0.3258
D(SALDO(-3),2)	0.237321	0.190052	1.248714	0.2196
D(SALDO(-4),2)	-0.553344	0.190024	-2.911972	0.0061
D(SALDO(-5),2)	0.160343	0.138354	1.158932	0.2539
D(SALDO(-6),2)	0.093931	0.138367	0.678857	0.5015
D(SALDO(-7),2)	0.118461	0.138620	0.854569	0.3983
D(SALDO(-8),2)	-0.658887	0.139188	-4.733806	0.0000
R-squared	0.726049	Mean dependent var		-0.005935
Adjusted R-squared	0.666816	S.D. dependent var		0.135634
S.E. of regression	0.078291	Akaike info criterion		-2.083191
Sum squared resid	0.226790	Schwarz criterion		-1.725413
Log likelihood	56.91339	Hannan-Quinn criter.		-1.949165
Durbin-Watson stat	1.654164			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.057320	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.612033	
5% level	-1.947520	
10% level	-1.612650	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1996Q3 2008Q4  
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.525275	0.251807	-6.057320	0.0000
D(DEUDA(-1),3)	0.525207	0.218132	2.407747	0.0201
D(DEUDA(-2),3)	0.524840	0.178273	2.944028	0.0051
D(DEUDA(-3),3)	0.524832	0.126448	4.150590	0.0001
R-squared	0.636261	Mean dependent var		6.00E-05
Adjusted R-squared	0.612539	S.D. dependent var		1.553772
S.E. of regression	0.967166	Akaike info criterion		2.847726
Sum squared resid	43.02889	Schwarz criterion		3.000688
Log likelihood	-67.19315	Hannan-Quinn criter.		2.905975
Durbin-Watson stat	2.000269			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 1995Q4 2008Q4  
Included observations: 53 after adjustments  
Trend assumption: No deterministic trend  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.400492	28.73137	12.32090	0.0001
At most 1	0.029996	1.614124	4.129906	0.2394

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.400492	27.11725	11.22480	0.0001
At most 1	0.029996	1.614124	4.129906	0.2394

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-2.439723	0.207349
0.398373	-0.405144

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.081534	0.004402
D(DDEUDA)	0.019947	0.181563



1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-30.42693
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
SALDO	DDEUDA	
1.000000	-0.084989	
	(0.02599)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.198921	
	(0.03552)	
D(DDEUDA)	-0.048666	
	(0.36180)	

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

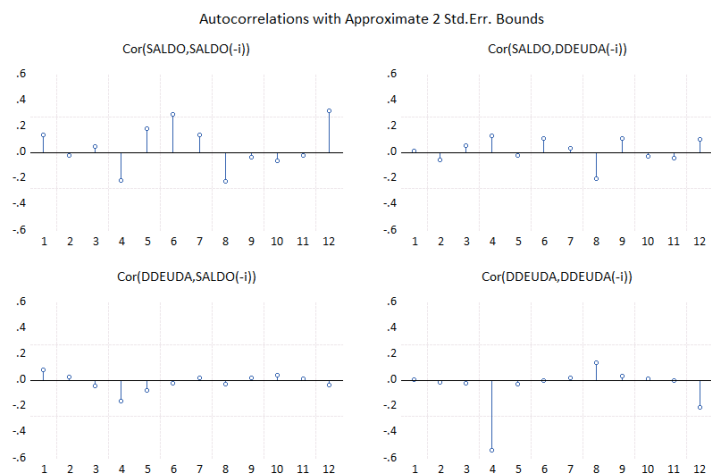
Sample (adjusted): 1995Q4 2008Q4

Included observations: 53 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.084989	
	(0.02599)	
	[-3.27031]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.198921	-0.048666
	(0.03552)	(0.36180)
	[-5.60046]	[-0.13451]
D(SALDO(-1))	0.930620	0.691686
	(0.07603)	(0.77447)
	[ 12.2400]	[ 0.89311]
D(DDEUDA(-1))	-0.019797	-0.033680
	(0.01434)	(0.14604)
	[-1.38087]	[-0.23063]
R-squared	0.756903	0.015766
Adj. R-squared	0.747179	-0.023603
Sum sq. resids	0.561664	58.27762
S.E. equation	0.105987	1.079608
F-statistic	77.83941	0.400461
Log likelihood	45.29554	-77.71929
Akaike AIC	-1.596058	3.046011
Schwarz SC	-1.484532	3.157537
Mean dependent	-0.014453	0.025170
S.D. dependent	0.210788	1.067087
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.012143	
Determinant resid covariance	0.010807	
Log likelihood	-30.42693	
Akaike information criterion	1.450073	
Schwarz criterion	1.747475	
Number of coefficients	8	

## Correlogramas de los residuos



## Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1995Q1 2008Q4

Included observations: 53

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.397651	4	0.8446	0.348290	(4, 94.0)	0.8446
2	0.228568	4	0.9939	0.056609	(4, 94.0)	0.9939

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.397651	4	0.8446	0.348290	(4, 94.0)	0.8446
2	2.055083	8	0.9793	0.251366	(8, 90.0)	0.9793

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

## Prueba de normalidad en la distribución de los residuos

VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: Residuals are multivariate normal

Sample: 1995Q1 2008Q4

Included observations: 53

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	-0.567306	2.842882	1	0.0918
2	-1.872685	30.97804	1	0.0000
Joint		33.82093	2	0.0000

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.197811	3.168410	1	0.0751
2	17.19311	444.8561	1	0.0000
Joint		448.0245	2	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	6.011292	2	0.0495
2	475.8341	2	0.0000
Joint	481.8454	4	0.0000

\*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

### 3.19 *Letonia*

#### **Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado**

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.90929	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.234972	
5% level	-3.540328	
10% level	-3.202445	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000Q1 2008Q4

Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-4.096330	0.242253	-16.90929	0.0000
D(SALDO(-1),2)	2.059694	0.181786	11.33033	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.985178	0.089875	10.96161	0.0000
C	2.060179	0.922677	2.232827	0.0329
@TREND("1999Q1")	-0.097331	0.038623	-2.520016	0.0171
R-squared	0.954585	Mean dependent var		-0.204980
Adjusted R-squared	0.948725	S.D. dependent var		10.61858
S.E. of regression	2.404465	Akaike info criterion		4.720778
Sum squared resid	179.2250	Schwarz criterion		4.940711
Log likelihood	-79.97400	Hannan-Quinn criter.		4.797540
F-statistic	162.8992	Durbin-Watson stat		2.091514
Prob(F-statistic)	0.000000			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.251029	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.624057	
5% level	-1.949319	
10% level	-1.611711	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample: 1999Q1 2008Q4

Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.000966	0.160128	-6.251029	0.0000
R-squared	0.500483	Mean dependent var		0.000150
Adjusted R-squared	0.500483	S.D. dependent var		1.087895
S.E. of regression	0.768886	Akaike info criterion		2.336935
Sum squared resid	23.05626	Schwarz criterion		2.379157
Log likelihood	-45.73870	Hannan-Quinn criter.		2.352201
Durbin-Watson stat	1.978566			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 2000Q1 2008Q4

Included observations: 36 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 2 to 2, 3 to 3

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.822698	64.95304	15.49471	0.0000
At most 1	0.071655	2.676671	3.841465	0.1018

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.822698	62.27636	14.26460	0.0000
At most 1	0.071655	2.676671	3.841465	0.1018

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
0.289610	-0.202611
0.026614	0.692296

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-4.420643	-0.175123
D(DDEUDA)	0.175021	-0.204420

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -119.5386

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-0.699601
	(0.20718)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-1.280261
	(0.11389)
D(DDEUDA)	0.050688
	(0.04061)

### Resultados de la estimación del VECM

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 2000Q1 2008Q4

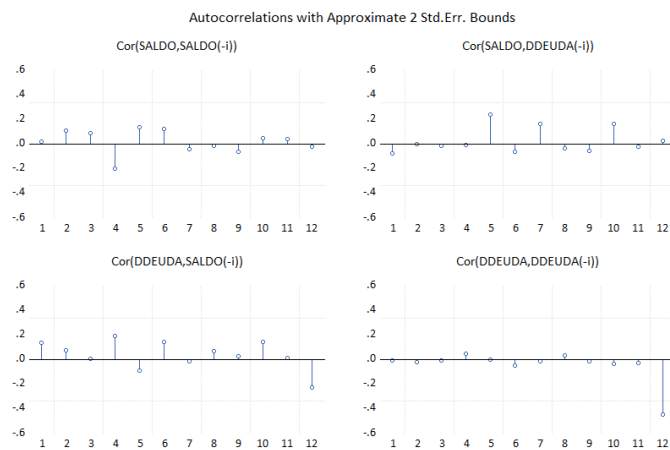
Included observations: 36 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.699601 (0.20718) [-3.37672]	
C	2.819228	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-1.280261 (0.11389) [-11.2411]	0.050688 (0.04061) [ 1.24827]
D(SALDO(-2))	-0.416967 (0.08563) [-4.86953]	0.012223 (0.03053) [ 0.40038]
D(SALDO(-3))	-0.706689 (0.08470) [-8.34388]	-0.008038 (0.03020) [-0.26620]
D(DDEUDA(-2))	0.659084 (0.51105) [ 1.28966]	0.056273 (0.18221) [ 0.30884]
D(DDEUDA(-3))	-0.652526 (0.50685) [-1.28741]	-0.023314 (0.18071) [-0.12901]
C	-0.125533 (0.39361) [-0.31893]	-0.003226 (0.14034) [-0.02299]
R-squared	0.875688	0.058892
Adj. R-squared	0.854970	-0.097959
Sum sq. resids	167.0248	21.23190
S.E. equation	2.359553	0.841267
F-statistic	42.26576	0.375466
Log likelihood	-78.70500	-41.57753
Akaike AIC	4.705834	2.643196

Schwarz SC	4.969753	2.907116
Mean dependent	-0.230264	-0.001806
S.D. dependent	6.195843	0.802862
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)	3.780743	
Determinant resid covariance	2.625516	
Log likelihood	-119.5386	
Akaike information criterion	7.418809	
Schwarz criterion	8.034622	
Number of coefficients	14	

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1999Q1 2008Q4

Included observations: 36

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.372196	4	0.8490	0.341048	(4, 54.0)	0.8491
2	1.830241	4	0.7669	0.456799	(4, 54.0)	0.7670
3	1.840345	4	0.7651	0.459364	(4, 54.0)	0.7652

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.372196	4	0.8490	0.341048	(4, 54.0)	0.8491
2	2.878722	8	0.9417	0.348860	(8, 50.0)	0.9419
3	5.336050	12	0.9458	0.422809	(12, 46.0)	0.9464

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.20 *Bulgaria*

#### *Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado*

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-18.42975	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000Q1 2008Q4

Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-4.048745	0.219685	-18.42975	0.0000
D(SALDO(-1),2)	2.068841	0.150092	13.78379	0.0000
D(SALDO(-2),2)	1.038934	0.092504	11.23118	0.0000
R-squared	0.935041	Mean dependent var		-0.590497
Adjusted R-squared	0.931104	S.D. dependent var		14.81523
S.E. of regression	3.888701	Akaike info criterion		5.633683
Sum squared resid	499.0259	Schwarz criterion		5.765643
Log likelihood	-98.40629	Hannan-Quinn criter.		5.679740
Durbin-Watson stat	1.904872			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.866474	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.634731	
5% level	-1.951000	
10% level	-1.610907	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000Q3 2008Q4

Included observations: 34 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.699107	0.289630	-5.866474	0.0000



D(DEUDA(-1),3)	0.698631	0.251827	2.774250	0.0094
D(DEUDA(-2),3)	0.696320	0.210433	3.308979	0.0024
D(DEUDA(-3),3)	0.694318	0.158864	4.370509	0.0001
<hr/>				
R-squared	0.694766	Mean dependent var		0.001529
Adjusted R-squared	0.664243	S.D. dependent var		1.936797
S.E. of regression	1.122268	Akaike info criterion		3.178712
Sum squared resid	37.78458	Schwarz criterion		3.358284
Log likelihood	-50.03810	Hannan-Quinn criter.		3.239951
Durbin-Watson stat	1.999589			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 2000Q2 2008Q4  
Included observations: 35 after adjustments  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 3 to 3

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.830133	68.06864	20.26184	0.0000
At most 1	0.158085	6.022668	9.164546	0.1890

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.830133	62.04598	15.89210	0.0000
At most 1	0.158085	6.022668	9.164546	0.1890

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
0.165187	-0.141898	0.226336
0.020029	0.588753	-1.832955

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-8.377822	-1.109930
D(DDEUDA)	0.386848	-0.497811

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      -157.2531

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA	C
1.000000	-0.859012	1.370181
	(0.29246)	(1.06009)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-1.383907
	(0.13745)
D(DDEUDA)	0.063902
	(0.03692)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

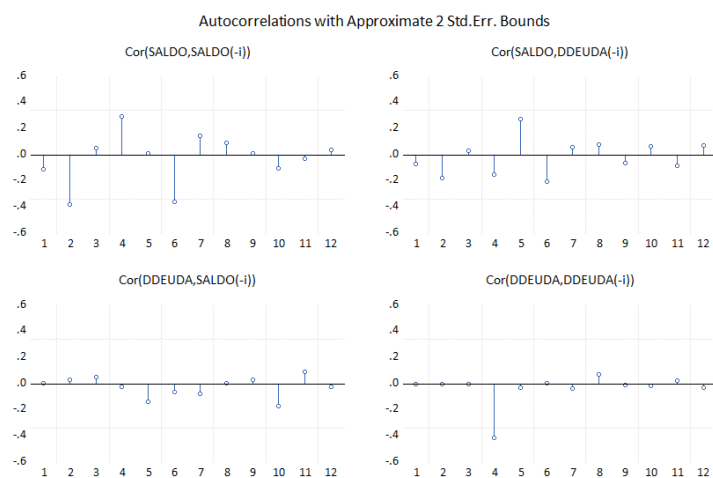
Sample (adjusted): 2000Q2 2008Q4

Included observations: 35 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.859012	
	(0.29246)	
	[-2.93716]	
C	1.370181	
	(1.06009)	
	[ 1.29251]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-1.383907	0.063902
	(0.13745)	(0.03692)
	[-10.0686]	[ 1.73099]
D(SALDO(-3))	-0.640411	0.030562
	(0.09717)	(0.02610)
	[-6.59089]	[ 1.17108]
D(DDEUDA(-3))	-0.942275	0.033630
	(0.60795)	(0.16329)
	[-1.54993]	[ 0.20596]
R-squared	0.778093	0.095150
Adj. R-squared	0.764224	0.038597
Sum sq. resids	775.4307	55.93827
S.E. equation	4.922622	1.322146
F-statistic	56.10234	1.682490
Log likelihood	-103.8791	-57.86861
Akaike AIC	6.107376	3.478206
Schwarz SC	6.240692	3.611522
Mean dependent	-0.628297	-0.025714
S.D. dependent	10.13787	1.348425
Determinant resid covariance (dof adj.)	32.76510	
Determinant resid covariance	27.38895	
Log likelihood	-157.2531	
Akaike information criterion	9.500180	
Schwarz criterion	9.900126	
Number of coefficients	9	

## Correlogramas de los residuos



## Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1999Q1 2008Q4

Included observations: 35

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.272621	4	0.8660	0.316160	(4, 58.0)	0.8660
2	12.07391	4	0.0168	3.292753	(4, 58.0)	0.0168
3	0.832526	4	0.9340	0.206054	(4, 58.0)	0.9341

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.272621	4	0.8660	0.316160	(4, 58.0)	0.8660
2	13.39909	8	0.0988	1.788747	(8, 54.0)	0.0996
3	13.85678	12	0.3099	1.193836	(12, 50.0)	0.3134

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.21 *Moldavia*

#### *Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado*

Null Hypothesis: D(SALDO,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 8 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.054780	0.0030
Test critical values:		
1% level	-2.617364	
5% level	-1.948313	
10% level	-1.612229	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1997Q4 2008Q4

Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1),2)	-1.123256	0.367705	-3.054780	0.0042
D(SALDO(-1),3)	0.711604	0.275312	2.584717	0.0139
D(SALDO(-2),3)	0.739087	0.277520	2.663180	0.0115
D(SALDO(-3),3)	0.712358	0.267837	2.659665	0.0116
D(SALDO(-4),3)	-0.292402	0.260307	-1.123295	0.2687
D(SALDO(-5),3)	0.281569	0.151182	1.862452	0.0707
D(SALDO(-6),3)	0.323230	0.149628	2.160225	0.0375
D(SALDO(-7),3)	0.300513	0.141751	2.120004	0.0410
D(SALDO(-8),3)	-0.374957	0.135015	-2.777143	0.0087
R-squared	0.779091	Mean dependent var		-0.007200
Adjusted R-squared	0.730000	S.D. dependent var		0.117226
S.E. of regression	0.060912	Akaike info criterion		-2.581901
Sum squared resid	0.133572	Schwarz criterion		-2.220568
Log likelihood	67.09276	Hannan-Quinn criter.		-2.447199
Durbin-Watson stat	1.940121			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.072448	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.612033	
5% level	-1.947520	
10% level	-1.612650	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1996Q3 2008Q4  
Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.741422	0.246226	-7.072448	0.0000
D(DEUDA(-1),3)	0.741020	0.216739	3.418955	0.0013
D(DEUDA(-2),3)	0.740485	0.183043	4.045421	0.0002
D(DEUDA(-3),3)	0.740294	0.141561	5.229506	0.0000
R-squared	0.686623	Mean dependent var		6.00E-05
Adjusted R-squared	0.666185	S.D. dependent var		0.735179
S.E. of regression	0.424762	Akaike info criterion		1.202044
Sum squared resid	8.299457	Schwarz criterion		1.355006
Log likelihood	-26.05110	Hannan-Quinn criter.		1.260293
Durbin-Watson stat	1.999386			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1996Q3 2008Q4  
Included observations: 50 after adjustments  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: SALDO DEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1, 4 to 4, 5 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.305841	23.41917	20.26184	0.0178
At most 1	0.098170	5.166474	9.164546	0.2657

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.305841	18.25269	15.89210	0.0209
At most 1	0.098170	5.166474	9.164546	0.2657

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

SALDO	DEUDA	C
2.053117	-0.204415	1.881857
-0.766658	-0.136380	0.339967

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.043718	0.004183
----------	-----------	----------

D(DEUDA)	-0.083599	-0.109104
<hr/>		
1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	43.32334
<hr/>		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
SALDO	DEUDA	C
1.000000	-0.099563	0.916585
	(0.02426)	(0.27988)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.089759	
	(0.02104)	
D(DEUDA)	-0.171638	
	(0.11594)	

### *Resultados de la estimación del VECM*

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1996Q3 2008Q4

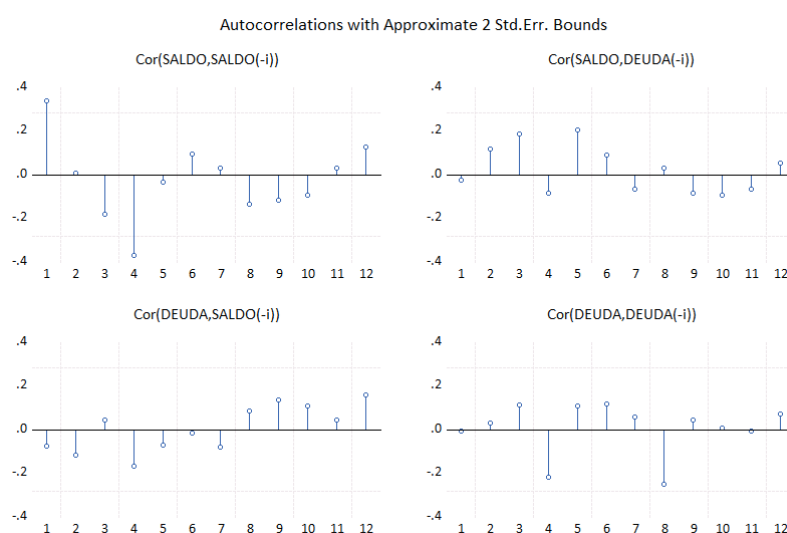
Included observations: 50 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DEUDA(-1)	-0.099563 (0.02426) [-4.10438]	
C	0.916585 (0.27988) [ 3.27492]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
CointEq1	-0.089759 (0.02104) [-4.26587]	-0.171638 (0.11594) [-1.48043]
D(SALDO(-1))	1.013107 (0.07266) [ 13.9430]	0.945191 (0.40036) [ 2.36082]
D(SALDO(-4))	-0.736438 (0.13121) [-5.61261]	-0.781195 (0.72298) [-1.08052]
D(SALDO(-5))	0.654177 (0.13509) [ 4.84239]	1.005338 (0.74438) [ 1.35058]
D(DEUDA(-1))	-0.045869 (0.01942) [-2.36175]	0.809325 (0.10701) [ 7.56279]
D(DEUDA(-4))	0.010823 (0.03227) [ 0.33533]	-0.652728 (0.17784) [-3.67040]

D(DEUDA(-5))	-0.149147 (0.03398) [-4.38865]	0.453204 (0.18726) [ 2.42021]
R-squared	0.878575	0.676876
Adj. R-squared	0.861631	0.631789
Sum sq. resid	0.225813	6.855873
S.E. equation	0.072467	0.399298
F-statistic	51.85443	15.01263
Log likelihood	64.05483	-21.27399
Akaike AIC	-2.282193	1.130960
Schwarz SC	-2.014510	1.398643
Mean dependent	0.021760	0.495540
S.D. dependent	0.194815	0.658034
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000819
Determinant resid covariance		0.000606
Log likelihood		43.32334
Akaike information criterion		-1.052933
Schwarz criterion		-0.402846
Number of coefficients		17

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1995Q1 2008Q4

Included observations: 50

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.710826	4	0.0687	2.270732	(4, 80.0)	0.0688
2	1.862473	4	0.7610	0.465198	(4, 80.0)	0.7611
3	5.316885	4	0.2563	1.356856	(4, 80.0)	0.2564
4	17.97326	4	0.0012	4.968733	(4, 80.0)	0.0013

5	5.419601	4	0.2469	1.383956	(4, 80.0)	0.2470
---	----------	---	--------	----------	-----------	--------

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.710826	4	0.0687	2.270732	(4, 80.0)	0.0688
2	10.04877	8	0.2616	1.288615	(8, 76.0)	0.2622
3	15.08182	12	0.2370	1.298197	(12, 72.0)	0.2387
4	27.17579	16	0.0396	1.855945	(16, 68.0)	0.0409
5	32.15778	20	0.0416	1.771235	(20, 64.0)	0.0442

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.



### 3.22 Eslovenia

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.972356	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.630762	
5% level	-1.950394	
10% level	-1.611202	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2000Q1 2008Q4

Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-2.968493	0.372348	-7.972356	0.0000
D(SALDO(-1),2)	1.296792	0.253571	5.114121	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.482410	0.162171	2.974697	0.0054
R-squared	0.803950	Mean dependent var		-0.087011
Adjusted R-squared	0.792068	S.D. dependent var		2.912501
S.E. of regression	1.328086	Akaike info criterion		3.485011
Sum squared resid	58.20585	Schwarz criterion		3.616971
Log likelihood	-59.73019	Hannan-Quinn criter.		3.531068
Durbin-Watson stat	1.731728			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.42017	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.624057	
5% level	-1.949319	
10% level	-1.611711	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample: 1999Q1 2008Q4

Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.664440	0.134011	-12.42017	0.0000

R-squared	0.797994	Mean dependent var	-0.067372
Adjusted R-squared	0.797994	S.D. dependent var	2.134024
S.E. of regression	0.959139	Akaike info criterion	2.779122
Sum squared resid	35.87799	Schwarz criterion	2.821344
Log likelihood	-54.58243	Hannan-Quinn criter.	2.794388
Durbin-Watson stat	2.112517		

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 2000Q2 2008Q4  
Included observations: 35 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1, 4 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.426330	22.06304	15.49471	0.0044
At most 1	0.071953	2.613538	3.841465	0.1060

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.426330	19.44951	14.26460	0.0069
At most 1	0.071953	2.613538	3.841465	0.1060

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-0.947326	1.049649
0.131866	0.863892

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.816926	-0.199096
D(DDEUDA)	-0.338201	-0.223704

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -102.0675

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-1.108012
	(0.22747)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.773896 (0.21175)
D(DDEUDA)	0.320387 (0.16213)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 2000Q2 2008Q4

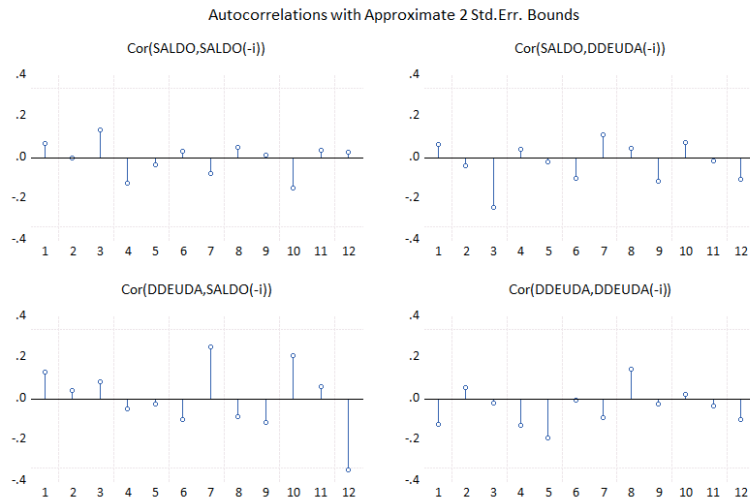
Included observations: 35 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-1.108012 (0.22747) [-4.87113]	
C	3.982449	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.773896 (0.21175) [-3.65476]	0.320387 (0.16213) [ 1.97613]
D(SALDO(-1))	0.149496 (0.16838) [ 0.88783]	-0.226631 (0.12892) [-1.75785]
D(SALDO(-4))	0.421304 (0.14788) [ 2.84904]	0.097336 (0.11322) [ 0.85968]
D(DDEUDA(-1))	-0.596112 (0.21050) [-2.83195]	-0.515705 (0.16117) [-3.19979]
D(DDEUDA(-4))	-0.021484 (0.20015) [-0.10734]	-0.189344 (0.15324) [-1.23557]
C	0.018624 (0.22483) [ 0.08283]	0.023784 (0.17214) [ 0.13816]
R-squared	0.588934	0.489895
Adj. R-squared	0.518060	0.401946
Sum sq. resids	50.71228	29.72946
S.E. equation	1.322384	1.012499
F-statistic	8.309642	5.570214
Log likelihood	-56.15220	-46.80668
Akaike AIC	3.551554	3.017524
Schwarz SC	3.818185	3.284156
Mean dependent	0.047726	-0.023255
S.D. dependent	1.904851	1.309255
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.703656	

Determinant resid covariance	1.169612
Log likelihood	-102.0675
Akaike information criterion	6.632426
Schwarz criterion	7.254565
Number of coefficients	14

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1999Q1 2008Q4

Included observations: 35

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.561162	4	0.2344	1.438192	(4, 52.0)	0.2346
2	0.467203	4	0.9766	0.115103	(4, 52.0)	0.9766
3	3.635958	4	0.4575	0.923142	(4, 52.0)	0.4577
4	2.836908	4	0.5855	0.714805	(4, 52.0)	0.5856

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.561162	4	0.2344	1.438192	(4, 52.0)	0.2346
2	8.819337	8	0.3578	1.132684	(8, 48.0)	0.3592
3	11.93664	12	0.4508	1.011414	(12, 44.0)	0.4551
4	12.41841	16	0.7147	0.756042	(16, 40.0)	0.7218

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.23 *Bosnia y Herzegovina*

#### **Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado**

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.972880
Test critical values:	
1% level	-2.628961
5% level	-1.950117
10% level	-1.611339

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1999Q4 2008Q4

Included observations: 37 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
D(SALDO(-1))	-0.143023	0.072495	-1.972880
D(SALDO(-1),2)	0.777487	0.163199	4.764057
D(SALDO(-2),2)	0.071852	0.168062	0.427535
D(SALDO(-3),2)	0.092043	0.177403	0.518836
D(SALDO(-4),2)	-0.590260	0.179355	-3.291018
D(SALDO(-5),2)	0.507571	0.175926	2.885144
R-squared	0.644835	Mean dependent var	
Adjusted R-squared	0.587551	S.D. dependent var	
S.E. of regression	0.039176	Akaike info criterion	-
Sum squared resid	0.047578	Schwarz criterion	-
Log likelihood	70.64081	Hannan-Quinn criter.	-
Durbin-Watson stat	2.015856		

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-12.87787
Test critical values:	
1% level	-2.619851
5% level	-1.948686
10% level	-1.612036

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1998Q2 2008Q4

Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.595210	0.123872	-12.87787	0.0000
R-squared	0.797886	Mean dependent var		-0.046363
Adjusted R-squared	0.797886	S.D. dependent var		3.567615
S.E. of regression	1.603895	Akaike info criterion		3.805729
Sum squared resid	108.0442	Schwarz criterion		3.846687
Log likelihood	-80.82317	Hannan-Quinn criter.		3.820833
Durbin-Watson stat	2.302786			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1999Q3 2008Q4

Included observations: 38 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1, 4 to 4, 5 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value
None *	0.305726	21.95652	20.26184
At most 1	0.191775	8.090780	9.164546

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value
None	0.305726	13.86574	15.89210
At most 1	0.191775	8.090780	9.164546

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
-2.542140	0.382973	-1.334243
0.091470	0.858501	-0.691510

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.020776	-0.009056
D(DDEUDA)	-0.180182	-0.630787

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      5.460666

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO      DDEUDA      C

1.000000	-0.150650	0.524851
	(0.09302)	(0.12938)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.052816
	(0.01713)
D(DDEUDA)	0.458048
	(0.66925)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1999Q3 2008Q4

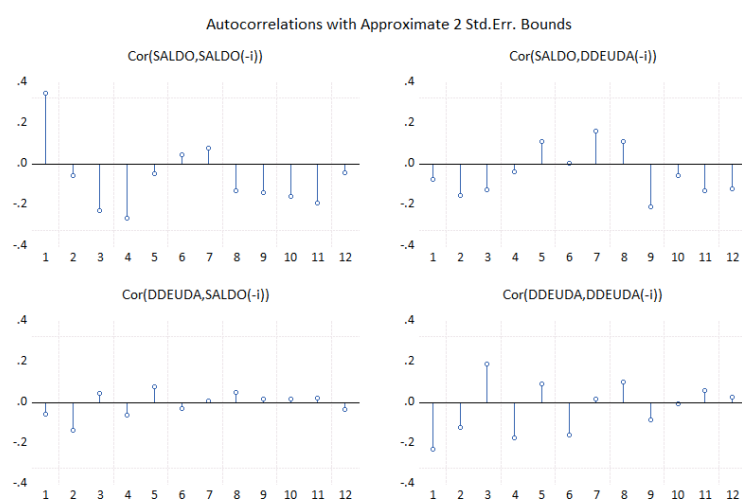
Included observations: 38 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.150650 (0.09302) [-1.61959]	
C	0.524851 (0.12938) [ 4.05663]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.052816 (0.01713) [-3.08292]	0.458048 (0.66925) [ 0.68442]
D(SALDO(-1))	1.136735 (0.06259) [ 18.1605]	0.225356 (2.44520) [ 0.09216]
D(SALDO(-4))	-0.704167 (0.15633) [-4.50439]	2.325096 (6.10694) [ 0.38073]
D(SALDO(-5))	0.609285 (0.15018) [ 4.05700]	-3.703156 (5.86677) [-0.63121]
D(DDEUDA(-1))	-0.004866 (0.00378) [-1.28900]	-0.571063 (0.14748) [-3.87210]
D(DDEUDA(-4))	-0.005751 (0.00435) [-1.32232]	0.110178 (0.16989) [ 0.64851]
D(DDEUDA(-5))	-0.004617 (0.00425) [-1.08727]	-0.049012 (0.16588) [-0.29547]
R-squared	0.929865	0.421911
Adj. R-squared	0.916290	0.310022
Sum sq. resids	0.053500	81.64345

S.E. equation	0.041543	1.622855
F-statistic	68.50075	3.770822
Log likelihood	70.82785	-68.45040
Akaike AIC	-3.359360	3.971074
Schwarz SC	-3.057700	4.272734
Mean dependent	-0.016605	0.010159
S.D. dependent	0.143585	1.953720
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.003864	
Determinant resid covariance	0.002572	
Log likelihood	5.460666	
Akaike information criterion	0.607333	
Schwarz criterion	1.339938	
Number of coefficients	17	

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1997Q3 2008Q4

Included observations: 38

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df
1	13.53533	4	0.0089	3.752373	(4, 56.0)
2	2.845608	4	0.5840	0.716661	(4, 56.0)
3	6.572593	4	0.1603	1.711077	(4, 56.0)
4	14.17547	4	0.0068	3.952865	(4, 56.0)
5	2.640007	4	0.6198	0.663673	(4, 56.0)

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation



at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	13.53533	4	0.0089	3.752373	(4, 56.0)	0.0090
2	15.47791	8	0.0505	2.112535	(8, 52.0)	0.0510
3	16.33412	12	0.1764	1.443843	(12, 48.0)	0.1796
4	30.61975	16	0.0150	2.262768	(16, 44.0)	0.0166
5	30.76894	20	0.0583	1.747484	(20, 40.0)	0.0657

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.24 Macedonia del norte

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.036419	0.0001
Test critical values: 1% level	-2.617364	
5% level	-1.948313	
10% level	-1.612229	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1997Q4 2008Q4

Included observations: 45 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.289035	0.071607	-4.036419	0.0002
D(SALDO(-1),2)	0.622367	0.119517	5.207370	0.0000
R-squared	0.439746	Mean dependent var		-0.002333
Adjusted R-squared	0.426717	S.D. dependent var		0.152538
S.E. of regression	0.115495	Akaike info criterion		-1.435758
Sum squared resid	0.573578	Schwarz criterion		-1.355462
Log likelihood	34.30457	Hannan-Quinn criter.		-1.405825
Durbin-Watson stat	2.266314			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.857485	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.614029	
5% level	-1.947816	
10% level	-1.612492	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample: 1997Q1 2008Q4

Included observations: 48

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.000267	0.145865	-6.857485	0.0000

R-squared	0.500133	Mean dependent var	-2.08E-05
Adjusted R-squared	0.500133	S.D. dependent var	0.505864
S.E. of regression	0.357652	Akaike info criterion	0.802101
Sum squared resid	6.012003	Schwarz criterion	0.841084
Log likelihood	-18.25041	Hannan-Quinn criter.	0.816832
Durbin-Watson stat	1.967062		

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1997Q3 2008Q4  
Included observations: 46 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.469341	29.83731	15.49471	0.0002
At most 1	0.014889	0.690050	3.841465	0.4061

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.469341	29.14726	14.26460	0.0001
At most 1	0.014889	0.690050	3.841465	0.4061

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-1.773444	0.220713
0.255580	-0.946207

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.096152	0.002809
D(DDEUDA)	0.001233	0.042395

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      23.02552

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-0.124454
	(0.08373)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.170521 (0.02868)
D(DDEUDA)	-0.002188 (0.09508)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

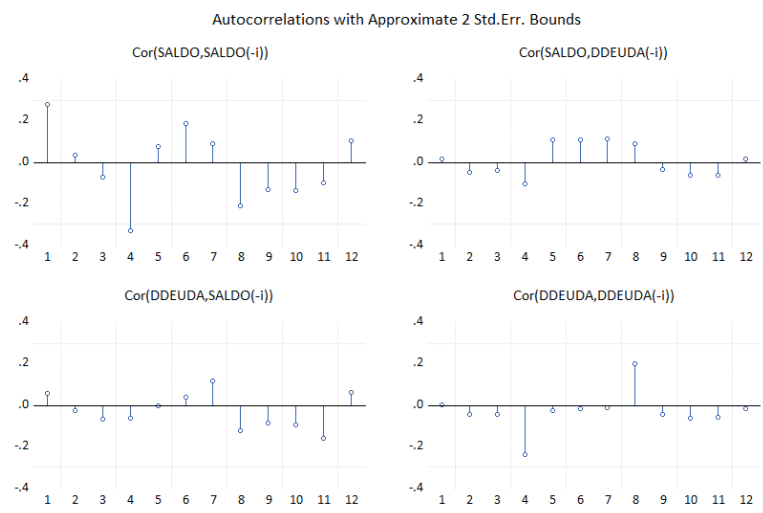
Sample (adjusted): 1997Q3 2008Q4

Included observations: 46 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.124454 (0.08373) [-1.48634]	
C	0.380791	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.170521 (0.02868) [-5.94598]	-0.002188 (0.09508) [-0.02301]
D(SALDO(-1))	0.918276 (0.06778) [ 13.5476]	0.215346 (0.22472) [ 0.95829]
D(DDEUDA(-1))	-0.038228 (0.04706) [-0.81228]	-0.055510 (0.15603) [-0.35577]
C	-0.002026 (0.01638) [-0.12371]	0.057683 (0.05431) [ 1.06219]
R-squared	0.824438	0.022696
Adj. R-squared	0.811898	-0.047111
Sum sq. resids	0.505218	5.553063
S.E. equation	0.109677	0.363615
F-statistic	65.74407	0.325124
Log likelihood	38.49116	-16.64246
Akaike AIC	-1.499616	0.897498
Schwarz SC	-1.340603	1.056511
Mean dependent	-0.008174	0.053739
S.D. dependent	0.252882	0.355341
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.001511	
Determinant resid covariance	0.001260	
Log likelihood	23.02552	
Akaike information criterion	-0.566327	
Schwarz criterion	-0.168796	
Number of coefficients	10	

Correlogramas de los residuos



Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1997Q1 2008Q4  
Included observations: 46

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.182045	4	0.3819	1.060088	(4, 78.0)	0.3820

Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	4.182045	4	0.3819	1.060088	(4, 78.0)	0.3820

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.25 *Australia*

#### ***Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado***

Null Hypothesis: SALDO has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.051789	0.0394
Test critical values: 1% level	-2.600471	
5% level	-1.945823	
10% level	-1.613589	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q3 2008Q4

Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SALDO(-1)	-0.138508	0.067506	-2.051789	0.0443
D(SALDO(-1))	-0.327026	0.117537	-2.782332	0.0071
R-squared	0.197213	Mean dependent var		0.023911
Adjusted R-squared	0.184669	S.D. dependent var		1.606067
S.E. of regression	1.450208	Akaike info criterion		3.611126
Sum squared resid	134.5987	Schwarz criterion		3.677479
Log likelihood	-117.1672	Hannan-Quinn criter.		3.637345
Durbin-Watson stat	1.990234			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.686091	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.533204	
5% level	-2.906210	
10% level	-2.590628	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q3 2008Q4

Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1))	-0.670579	0.117933	-5.686091	0.0000
C	0.712735	0.217070	3.283434	0.0017

R-squared	0.335628	Mean dependent var	0.001515
Adjusted R-squared	0.325248	S.D. dependent var	1.754598
S.E. of regression	1.441285	Akaike info criterion	3.598781
Sum squared resid	132.9473	Schwarz criterion	3.665134
Log likelihood	-116.7598	Hannan-Quinn criter.	3.625000
F-statistic	32.33164	Durbin-Watson stat	2.239038
Prob(F-statistic)	0.000000		

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1994Q2 2008Q4

Included observations: 59 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1, 7 to 7

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.349966	30.74083	20.26184	0.0013
At most 1	0.086343	5.327717	9.164546	0.2494

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.349966	25.41312	15.89210	0.0012
At most 1	0.086343	5.327717	9.164546	0.2494

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
0.465382	-1.220420	1.682283
0.431691	0.172780	-0.328261

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.394156	-0.350281
D(DDEUDA)	0.718501	-0.203357

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -192.8744

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA	C
1.000000	-2.622405	3.614845
	(0.38560)	(0.63825)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.183433 (0.08281)
D(DDEUDA)	0.334377 (0.07594)

### *Resultados de la estimación del VECM*

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1994Q2 2008Q4

Included observations: 59 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

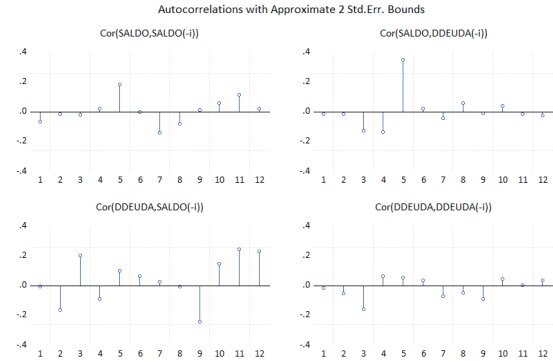
Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-2.622405 (0.38560) [-6.80081]	
C	3.614845 (0.63825) [ 5.66365]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.183433 (0.08281) [-2.21522]	0.334377 (0.07594) [ 4.40322]
D(SALDO(-1))	-0.300927 (0.11808) [-2.54849]	-0.164588 (0.10829) [-1.51989]
D(SALDO(-7))	-0.341042 (0.11247) [-3.03220]	-0.040588 (0.10315) [-0.39350]
D(DDEUDA(-1))	-0.143772 (0.15289) [-0.94035]	-0.118504 (0.14021) [-0.84517]
D(DDEUDA(-7))	-0.036662 (0.10030) [-0.36552]	-0.085335 (0.09198) [-0.92772]
R-squared	0.362130	0.518298
Adj. R-squared	0.314880	0.482617
Sum sq. resids	100.8667	84.83206
S.E. equation	1.366712	1.253381
F-statistic	7.664178	14.52565
Log likelihood	-99.53712	-94.42989
Akaike AIC	3.543631	3.370505
Schwarz SC	3.719694	3.546567
Mean dependent	0.022114	0.013559
S.D. dependent	1.651177	1.742517

Determinant resid covariance (dof adj.) 2.827709



Determinant resid covariance	2.368745
Log likelihood	-192.8744
Akaike information criterion	6.978792
Schwarz criterion	7.436555
Number of coefficients	13

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

#### VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1992Q1 2008Q4

Included observations: 59

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.781203	4	0.7759	0.444812	(4, 102.0)	0.7759
2	2.316977	4	0.6777	0.580121	(4, 102.0)	0.6777
3	5.869613	4	0.2091	1.495360	(4, 102.0)	0.2091
4	2.831893	4	0.5863	0.710827	(4, 102.0)	0.5864
5	10.16722	4	0.0377	2.645552	(4, 102.0)	0.0377
6	0.391394	4	0.9832	0.097083	(4, 102.0)	0.9832
7	4.294253	4	0.3676	1.085614	(4, 102.0)	0.3677

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.781203	4	0.7759	0.444812	(4, 102.0)	0.7759
2	4.497845	8	0.8096	0.557860	(8, 98.0)	0.8098
3	11.97499	12	0.4477	1.007203	(12, 94.0)	0.4488
4	14.45924	16	0.5645	0.904205	(16, 90.0)	0.5667
5	25.61374	20	0.1790	1.330698	(20, 86.0)	0.1825
6	27.75713	24	0.2704	1.188271	(24, 82.0)	0.2773
7	29.29688	28	0.3976	1.058034	(28, 78.0)	0.4090

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

**1985q1-2017q4****Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado**

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.366597	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.583593	
5% level	-1.943406	
10% level	-1.615024	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1986Q4 2017Q4

Included observations: 125 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.096499	0.022099	-4.366597	0.0000
D(SALDO(-1),2)	0.818348	0.081248	10.07226	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.043439	0.099293	0.437483	0.6626
D(SALDO(-3),2)	0.047745	0.098754	0.483475	0.6296
D(SALDO(-4),2)	-0.416011	0.098881	-4.207198	0.0001
D(SALDO(-5),2)	0.388213	0.083199	4.666068	0.0000
R-squared	0.657289	Mean dependent var		-0.001062
Adjusted R-squared	0.642889	S.D. dependent var		0.037926
S.E. of regression	0.022664	Akaike info criterion		-4.689232
Sum squared resid	0.061127	Schwarz criterion		-4.553473
Log likelihood	299.0770	Hannan-Quinn criter.		-4.634081
Durbin-Watson stat	2.009296			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.759697	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.480425	
5% level	-2.883408	
10% level	-2.578510	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,2)

Method: Least Squares

Sample: 1985Q1 2017Q4  
Included observations: 132

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1))	-0.845620	0.086644	-9.759697	0.0000
C	0.616394	0.216976	2.840840	0.0052
R-squared	0.422868	Mean dependent var		0.000758
Adjusted R-squared	0.418428	S.D. dependent var		3.127677
S.E. of regression	2.385193	Akaike info criterion		4.591473
Sum squared resid	739.5891	Schwarz criterion		4.635152
Log likelihood	-301.0372	Hannan-Quinn criter.		4.609222
F-statistic	95.25168	Durbin-Watson stat		2.052891
Prob(F-statistic)	0.000000			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 1986Q3 2017Q4  
Included observations: 126 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1, 2 to 2, 5 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.196756	29.54837	15.49471	0.0002
At most 1	0.015296	1.942229	3.841465	0.1634

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.196756	27.60614	14.26460	0.0002
At most 1	0.015296	1.942229	3.841465	0.1634

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DEUDA
-1.895003	0.018783
-0.188992	-0.029271

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.005916	0.002475
D(DEUDA)	-0.837921	0.150886

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      23.82165

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DEUDA
1.000000	-0.009912
	(0.00304)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.011211
	(0.00407)
D(DEUDA)	1.587863
	(0.36404)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1986Q3 2017Q4

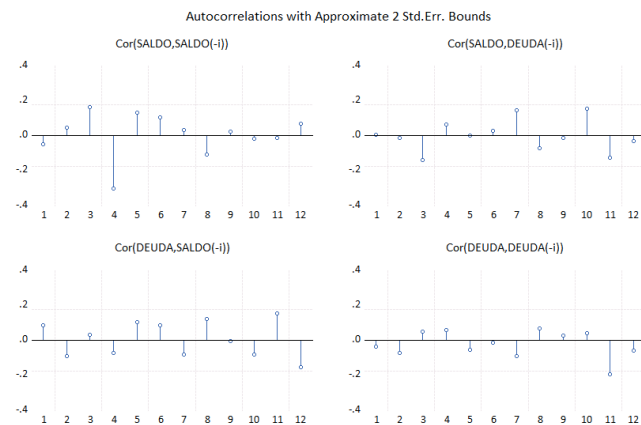
Included observations: 126 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DEUDA(-1)	-0.009912 (0.00304) [-3.25858]	
C	1.399294	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
CointEq1	-0.011211 (0.00407) [-2.75696]	1.587863 (0.36404) [ 4.36179]
D(SALDO(-1))	1.686995 (0.07472) [ 22.5780]	-11.32201 (6.68904) [-1.69262]
D(SALDO(-2))	-0.802403 (0.08592) [-9.33937]	14.55188 (7.69148) [ 1.89195]
D(SALDO(-5))	0.072817 (0.03329) [ 2.18760]	-8.171769 (2.97989) [-2.74231]
D(DEUDA(-1))	-0.000390 (0.00099) [-0.39337]	-0.029281 (0.08875) [-0.32994]
D(DEUDA(-2))	0.000742 (0.00095) [ 0.78283]	0.082895 (0.08485) [ 0.97694]
D(DEUDA(-5))	0.000619 (0.00093) [ 0.66763]	-0.049502 (0.08307) [-0.59594]

C	-0.000556 (0.00246) [-0.22619]	0.689921 (0.22000) [ 3.13607]
R-squared	0.960376	0.215516
Adj. R-squared	0.958026	0.168979
Sum sq. resids	0.068464	548.6937
S.E. equation	0.024087	2.156374
F-statistic	408.5717	4.631052
Log likelihood	294.8310	-271.4755
Akaike AIC	-4.552873	4.436120
Schwarz SC	-4.372791	4.616201
Mean dependent	0.011197	0.627778
S.D. dependent	0.117570	2.365473
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.002678
Determinant resid covariance		0.002349
Log likelihood		23.82165
Akaike information criterion		-0.092407
Schwarz criterion		0.312776
Number of coefficients		18

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

#### VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1985Q1 2017Q4

Included observations: 126

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.034498	4	0.2838	1.266932	(4, 230.0)	0.2838
2	7.024992	4	0.1346	1.775506	(4, 230.0)	0.1346
3	7.620517	4	0.1065	1.928517	(4, 230.0)	0.1065
4	20.50203	4	0.0004	5.336640	(4, 230.0)	0.0004
5	6.458554	4	0.1674	1.630334	(4, 230.0)	0.1674

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.034498	4	0.2838	1.266932	(4, 230.0)	0.2838
2	10.14562	8	0.2550	1.279728	(8, 226.0)	0.2550
3	23.56608	12	0.0233	2.023818	(12, 222.0)	0.0233
4	29.41706	16	0.0213	1.903062	(16, 218.0)	0.0214
5	34.79178	20	0.0212	1.806653	(20, 214.0)	0.0214

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

## 1990q1-1997q4

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample: 1990Q1 1997Q4

Included observations: 32

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: SALDO DEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.628268	31.82398	15.49471	0.0001
At most 1	0.004906	0.157391	3.841465	0.6916

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.628268	31.66659	14.26460	0.0000
At most 1	0.004906	0.157391	3.841465	0.6916

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DEUDA
-1.666673	0.103439
0.004199	-0.110014

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.043126	0.000464
D(DEUDA)	-0.324798	-0.164518
<hr/>		
1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-8.456405
<hr/>		
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
SALDO	DEUDA	
1.000000	-0.062063	
	(0.00957)	
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.071877	
	(0.01065)	
D(DEUDA)	0.541332	
	(0.74396)	
<hr/>		

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990Q1 1997Q4

Included observations: 32

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DEUDA(-1)	-0.062063	
	(0.00957)	
	[-6.48342]	
C	6.986347	
<hr/>		
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
CointEq1	-0.071877	0.541332
	(0.01065)	(0.74396)
	[-6.74607]	[ 0.72764]
D(SALDO(-1))	0.988226	-3.232079
	(0.04133)	(2.88584)
	[ 23.9107]	[-1.11998]
D(DEUDA(-1))	-0.002998	-0.306073
	(0.00279)	(0.19476)
	[-1.07497]	[-1.57154]
C	8.70E-05	1.636597
	(0.00721)	(0.50355)
	[ 0.01207]	[ 3.25010]
<hr/>		
R-squared	0.955682	0.115178
Adj. R-squared	0.950934	0.020375
Sum sq. resids	0.036617	178.5259
S.E. equation	0.036163	2.525060
F-statistic	201.2657	1.214922
Log likelihood	62.96156	-72.91000
Akaike AIC	-3.685098	4.806875
Schwarz SC	-3.501881	4.990092
Mean dependent	0.019343	1.228125

S.D. dependent	0.163257	2.551184
Determinant resid covariance (dof adj.)	0.007596	
Determinant resid covariance	0.005815	
Log likelihood	-8.456405	
Akaike information criterion	1.153525	
Schwarz criterion	1.611568	
Number of coefficients	10	

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample: 1990Q1 1997Q4

Included observations: 32

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
SALDO(-1)	1.000000
DEUDA(-1)	-0.062063 (0.00957) [-6.48342]
C	6.986347

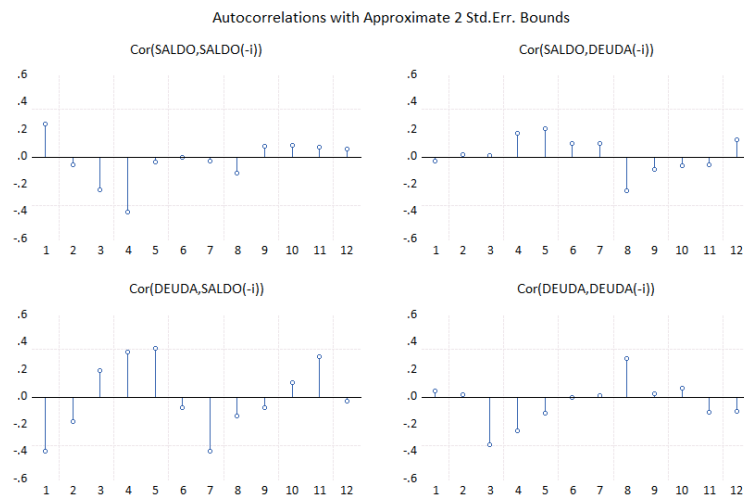
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
CointEq1	-0.071877 (0.01065) [-6.74607]	0.541332 (0.74396) [ 0.72764]
D(SALDO(-1))	0.988226 (0.04133) [ 23.9107]	-3.232079 (2.88584) [-1.11998]
D(DEUDA(-1))	-0.002998 (0.00279) [-1.07497]	-0.306073 (0.19476) [-1.57154]
C	8.70E-05 (0.00721) [ 0.01207]	1.636597 (0.50355) [ 3.25010]

R-squared	0.955682	0.115178
Adj. R-squared	0.950934	0.020375
Sum sq. resids	0.036617	178.5259
S.E. equation	0.036163	2.525060
F-statistic	201.2657	1.214922
Log likelihood	62.96156	-72.91000
Akaike AIC	-3.685098	4.806875
Schwarz SC	-3.501881	4.990092
Mean dependent	0.019343	1.228125
S.D. dependent	0.163257	2.551184

Determinant resid covariance (dof adj.)	0.007596
Determinant resid covariance	0.005815
Log likelihood	-8.456405
Akaike information criterion	1.153525
Schwarz criterion	1.611568
Number of coefficients	10



## Correlogramas de los residuos



## Prueba LM de correlación de los residuos

### VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1990Q1 1997Q4

Included observations: 32

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.949652	4	0.2029	1.546714	(4, 50.0)	0.2031

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	5.949652	4	0.2029	1.546714	(4, 50.0)	0.2031

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

## 2000q1-2008q4

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample: 2000Q1 2008Q4

Included observations: 36

Trend assumption: No deterministic trend

Series: SALDO DEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1, 4 to 4, 5 to 5

---



---

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

---

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.571852	30.80913	12.32090	0.0000
At most 1	0.007494	0.270793	4.129906	0.6631

---

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

---

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.571852	30.53834	11.22480	0.0000
At most 1	0.007494	0.270793	4.129906	0.6631

---

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

---

SALDO	DEUDA
-2.613589	0.002555
2.389282	-0.016042

---

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

---

D(SALDO)	0.005600	-0.000470
D(DEUDA)	-1.143120	-0.144003

---

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      52.99690

---

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DEUDA
1.000000	-0.000978
	(0.00062)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.014636
	(0.00353)
D(DEUDA)	2.987645
	(0.93928)

---

**Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample: 2000Q1 2008Q4

Included observations: 36

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

---



---

Cointegrating Eq:	CointEq1
-------------------	----------

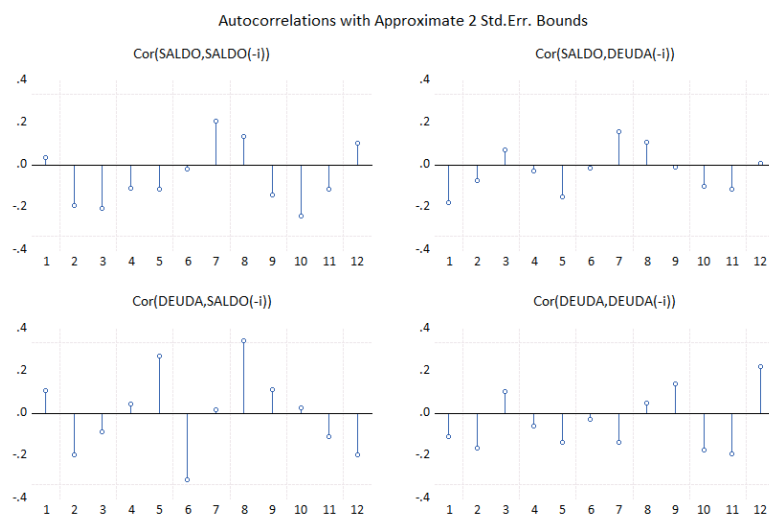
---



---

SALDO(-1)	1.000000	
DEUDA(-1)	-0.000978 (0.00062) [-1.57219]	
<hr/>		
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
<hr/>		
CointEq1	-0.014636 (0.00353) [-4.14298]	2.987645 (0.93928) [ 3.18077]
D(SALDO(-1))	1.198356 (0.04284) [ 27.9755]	2.766826 (11.3891) [ 0.24294]
D(SALDO(-4))	-0.758818 (0.12303) [-6.16773]	13.20094 (32.7109) [ 0.40356]
D(SALDO(-5))	0.664706 (0.10599) [ 6.27158]	-27.74964 (28.1796) [-0.98474]
D(DEUDA(-1))	0.000732 (0.00069) [ 1.06454]	-0.049238 (0.18292) [-0.26918]
D(DEUDA(-4))	-0.000188 (0.00067) [-0.28232]	0.077397 (0.17700) [ 0.43726]
D(DEUDA(-5))	0.000140 (0.00065) [ 0.21601]	0.001812 (0.17221) [ 0.01052]
<hr/>		
R-squared	0.990678	0.188394
Adj. R-squared	0.988749	0.020476
Sum sq. resids	0.001907	134.8402
S.E. equation	0.008110	2.156307
F-statistic	513.6617	1.121939
Log likelihood	126.1372	-74.85207
Akaike AIC	-6.618731	4.547337
Schwarz SC	-6.310824	4.855244
Mean dependent	0.008217	1.600000
S.D. dependent	0.076462	2.178728
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000278
Determinant resid covariance		0.000180
Log likelihood		52.99690
Akaike information criterion		-2.055383
Schwarz criterion		-1.351597
Number of coefficients		16
<hr/>		

## Correlogramas de los residuos



## Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 2000Q1 2008Q4

Included observations: 36

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	18.69700	4	0.0009	5.499117	(4, 52.0)	0.0009
2	2.090976	4	0.7190	0.523133	(4, 52.0)	0.7191
3	2.358398	4	0.6702	0.591539	(4, 52.0)	0.6703
4	1.500862	4	0.8265	0.373398	(4, 52.0)	0.8265
5	13.83669	4	0.0078	3.878136	(4, 52.0)	0.0079

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	18.69700	4	0.0009	5.499117	(4, 52.0)	0.0009
2	19.08315	8	0.0144	2.722788	(8, 48.0)	0.0147
3	19.38163	12	0.0797	1.779034	(12, 44.0)	0.0822
4	19.88530	16	0.2254	1.316685	(16, 40.0)	0.2347
5	34.28880	20	0.0242	2.056499	(20, 36.0)	0.0292

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.27 Sudáfrica

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 3 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.278222	0.0244
Test critical values: 1% level	-2.653401	
5% level	-1.953858	
10% level	-1.609571	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2002Q2 2008Q4

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-1.794807	0.787810	-2.278222	0.0323
D(SALDO(-1),2)	0.125104	0.640140	0.195432	0.8468
D(SALDO(-2),2)	-0.099702	0.440821	-0.226173	0.8231
D(SALDO(-3),2)	-0.284612	0.203030	-1.401824	0.1743
R-squared	0.964629	Mean dependent var		0.309636
Adjusted R-squared	0.960015	S.D. dependent var		9.148252
S.E. of regression	1.829307	Akaike info criterion		4.181705
Sum squared resid	76.96640	Schwarz criterion		4.373681
Log likelihood	-52.45302	Hannan-Quinn criter.		4.238790
Durbin-Watson stat	1.939390			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=7)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.316739	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.650145	
5% level	-1.953381	
10% level	-1.609798	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2002Q1 2008Q4

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

D(DEUDA(-1),2)	-2.125659	0.290520	-7.316739	0.0000
D(DEUDA(-1),3)	0.413913	0.167795	2.466783	0.0205
R-squared	0.805956	Mean dependent var	-0.042857	
Adjusted R-squared	0.798493	S.D. dependent var	3.915064	
S.E. of regression	1.757454	Akaike info criterion	4.034359	
Sum squared resid	80.30480	Schwarz criterion	4.129517	
Log likelihood	-54.48103	Hannan-Quinn criter.	4.063450	
Durbin-Watson stat	1.434570			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 2002Q3 2008Q4

Included observations: 26 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1, 2 to 2, 3 to 3, 4 to 4

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.554898	28.21264	20.26184	0.0032
At most 1	0.240922	7.166905	9.164546	0.1179

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.554898	21.04573	15.89210	0.0070
At most 1	0.240922	7.166905	9.164546	0.1179

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
0.875089	-2.275559	2.288722
-0.858477	0.287957	-0.754204

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.707050	0.479148
D(DDEUDA)	0.154646	0.375202

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -61.32513

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA	C
1.000000	-2.600374	2.615416

	(0.34607)	(0.34891)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.618731	
	(0.24696)	
D(DDEUDA)	0.135329	
	(0.16488)	

### *Resultados de la estimación del VECM*

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 2002Q3 2008Q4

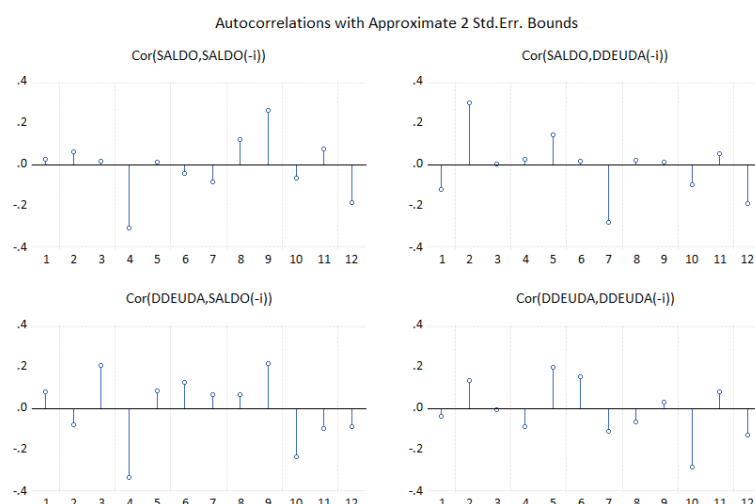
Included observations: 26 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-2.600374	
	(0.34607)	
	[-7.51403]	
C	2.615416	
	(0.34891)	
	[ 7.49605]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.618731	0.135329
	(0.24696)	(0.16488)
	[-2.50539]	[ 0.82077]
D(SALDO(-1))	-0.745075	-0.078838
	(0.20843)	(0.13916)
	[-3.57465]	[-0.56653]
D(SALDO(-2))	-0.662151	-0.282528
	(0.27204)	(0.18163)
	[-2.43400]	[-1.55554]
D(SALDO(-3))	0.051087	0.300492
	(0.30373)	(0.20278)
	[ 0.16820]	[ 1.48186]
D(SALDO(-4))	0.457813	0.399724
	(0.22113)	(0.14764)
	[ 2.07031]	[ 2.70747]
D(DDEUDA(-1))	-0.241855	0.078754
	(0.48637)	(0.32472)
	[-0.49727]	[ 0.24253]
D(DDEUDA(-2))	0.020984	0.240339
	(0.43911)	(0.29317)
	[ 0.04779]	[ 0.81980]
D(DDEUDA(-3))	-0.289237	0.045469
	(0.33252)	(0.22200)
	[-0.86983]	[ 0.20481]

D(DDEUDA(-4))	-0.542798 (0.25264) [-2.14847]	-0.478006 (0.16868) [-2.83388]
R-squared	0.932688	0.827993
Adj. R-squared	0.901011	0.747049
Sum sq. resids	35.20236	15.69125
S.E. equation	1.439002	0.960737
F-statistic	29.44426	10.22917
Log likelihood	-40.83162	-30.32749
Akaike AIC	3.833201	3.025191
Schwarz SC	4.268696	3.460686
Mean dependent	-0.136450	0.053846
S.D. dependent	4.573710	1.910232
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.897026
Determinant resid covariance		0.383492
Log likelihood		-61.32513
Akaike information criterion		6.332702
Schwarz criterion		7.348857
Number of coefficients		21

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 2001Q1 2008Q4

Included observations: 26

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.705252	4	0.7898	0.423955	(4, 28.0)	0.7900
2	3.859250	4	0.4254	0.996370	(4, 28.0)	0.4259
3	4.910713	4	0.2966	1.291618	(4, 28.0)	0.2971
4	7.689777	4	0.1036	2.125520	(4, 28.0)	0.1041



---

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

---

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	1.705252	4	0.7898	0.423955	(4, 28.0)	0.7900
2	9.650630	8	0.2904	1.288955	(8, 24.0)	0.2953
3	19.19615	12	0.0839	1.925198	(12, 20.0)	0.0942
4	33.26363	16	0.0068	3.247136	(16, 16.0)	0.0120

---

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.28 *Camboya*

#### ***Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado***

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.667864	0.0085
Test critical values: 1% level	-2.606163	
5% level	-1.946654	
10% level	-1.613122	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1994Q4 2008Q4

Included observations: 57 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.194115	0.072760	-2.667864	0.0102
D(SALDO(-1),2)	0.849874	0.123969	6.855563	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.102239	0.100088	1.021493	0.3118
D(SALDO(-3),2)	0.079569	0.100281	0.793463	0.4312
D(SALDO(-4),2)	-0.756611	0.101406	-7.461189	0.0000
D(SALDO(-5),2)	0.648000	0.121147	5.348851	0.0000
R-squared	0.803499	Mean dependent var		-0.005123
Adjusted R-squared	0.784234	S.D. dependent var		0.093977
S.E. of regression	0.043653	Akaike info criterion		-3.325788
Sum squared resid	0.097185	Schwarz criterion		-3.110730
Log likelihood	100.7849	Hannan-Quinn criter.		-3.242209
Durbin-Watson stat	1.920955			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.752899	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.603423	
5% level	-1.946253	
10% level	-1.613346	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1993Q4 2008Q4

Included observations: 61 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.000895	0.129099	-7.752899	0.0000
R-squared	0.500447	Mean dependent var		-2.98E-16
Adjusted R-squared	0.500447	S.D. dependent var		0.268844
S.E. of regression	0.190016	Akaike info criterion		-0.467155
Sum squared resid	2.166374	Schwarz criterion		-0.432550
Log likelihood	15.24823	Hannan-Quinn criter.		-0.453593
Durbin-Watson stat	2.000000			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1994Q4 2008Q4  
Included observations: 57 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.423636	35.18604	15.49471	0.0000
At most 1	0.064133	3.778091	3.841465	0.0519

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.423636	31.40794	14.26460	0.0000
At most 1	0.064133	3.778091	3.841465	0.0519

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA
-2.529636	1.250321
1.374585	-4.249858

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.029134	0.004177
D(DDEUDA)	-0.049425	0.041985

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      124.5534

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA
1.000000	-0.494269
	(0.21564)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.073697
	(0.01424)
D(DDEUDA)	0.125028
	(0.06619)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1994Q4 2008Q4

Included observations: 57 after adjustments

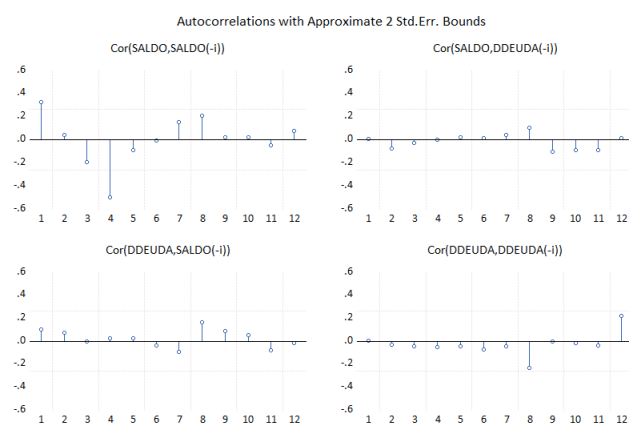
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
SALDO(-1)	1.000000
DDEUDA(-1)	-0.494269
	(0.21564)
	[-2.29211]
C	1.136290

Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.073697	0.125028
	(0.01424)	(0.06619)
	[-5.17392]	[ 1.88894]
D(SALDO(-1))	1.255779	-0.052417
	(0.09325)	(0.43334)
	[ 13.4661]	[-0.12096]
D(SALDO(-2))	-0.161330	-0.212413
	(0.15511)	(0.72077)
	[-1.04010]	[-0.29470]
D(SALDO(-3))	0.022502	0.400229
	(0.15678)	(0.72851)
	[ 0.14353]	[ 0.54938]
D(SALDO(-4))	-0.779288	-0.854189
	(0.15646)	(0.72705)
	[-4.98070]	[-1.17487]
D(SALDO(-5))	0.872882	0.167601
	(0.10646)	(0.49472)
	[ 8.19887]	[ 0.33878]
D(DDEUDA(-1))	0.054084	-0.044009
	(0.03069)	(0.14263)
	[ 1.76197]	[-0.30854]
D(DDEUDA(-2))	0.056775	-0.028853
	(0.03008)	(0.13980)
	[ 1.88719]	[-0.20639]

D(DDEUDA(-3))	0.056684 (0.02942) [ 1.92695]	-0.025276 (0.13669) [-0.18491]
D(DDEUDA(-4))	0.053919 (0.02988) [ 1.80480]	-0.146477 (0.13883) [-1.05512]
D(DDEUDA(-5))	-0.037997 (0.03038) [-1.25066]	-0.049218 (0.14118) [-0.34862]
C	-0.012279 (0.00643) [-1.90889]	0.040850 (0.02989) [ 1.36668]
R-squared	0.935452	0.139673
Adj. R-squared	0.919673	-0.070629
Sum sq. resids	0.081327	1.756099
S.E. equation	0.042512	0.197546
F-statistic	59.28644	0.664155
Log likelihood	105.8617	18.29926
Akaike AIC	-3.293393	-0.221027
Schwarz SC	-2.863277	0.209090
Mean dependent	0.022123	0.018825
S.D. dependent	0.149997	0.190919
Determinant resid covariance (dof adj.)		6.96E-05
Determinant resid covariance		4.34E-05
Log likelihood		124.5534
Akaike information criterion		-3.458015
Schwarz criterion		-2.526097
Number of coefficients		26

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1993Q1 2008Q4

Included observations: 57

Null  
hypothesis  
: No serial

correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	10.07087	4	0.0393	2.641490	(4, 84.0)	0.0393
2	6.050011	4	0.1954	1.549188	(4, 84.0)	0.1955
3	4.370931	4	0.3581	1.108124	(4, 84.0)	0.3582
4	20.88080	4	0.0003	5.847667	(4, 84.0)	0.0003
5	2.282763	4	0.6839	0.571618	(4, 84.0)	0.6839

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	10.07087	4	0.0393	2.641490	(4, 84.0)	0.0393
2	11.44991	8	0.1775	1.479190	(8, 80.0)	0.1779
3	15.10806	12	0.2356	1.298636	(12, 76.0)	0.2371
4	24.89723	16	0.0717	1.667122	(16, 72.0)	0.0735
5	26.10753	20	0.1623	1.372328	(20, 68.0)	0.1675

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.29 Costa Rica

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.743203	0.0003
Test critical values: 1% level	-2.598907	
5% level	-1.945596	
10% level	-1.613719	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample: 1991Q4 2008Q4

Included observations: 69

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.252310	0.067405	-3.743203	0.0004
D(SALDO(-1),2)	0.850067	0.106575	7.976264	0.0000
D(SALDO(-2),2)	0.119071	0.081242	1.465628	0.1477
D(SALDO(-3),2)	0.124986	0.081127	1.540609	0.1284
D(SALDO(-4),2)	-0.713086	0.081113	-8.791297	0.0000
D(SALDO(-5),2)	0.636162	0.099358	6.402709	0.0000
R-squared	0.826917	Mean dependent var		-0.004267
Adjusted R-squared	0.813181	S.D. dependent var		0.078275
S.E. of regression	0.033832	Akaike info criterion		-3.851849
Sum squared resid	0.072112	Schwarz criterion		-3.657579
Log likelihood	138.8888	Hannan-Quinn criter.		-3.774776
Durbin-Watson stat	2.060719			

Null Hypothesis: D(DEUDA) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.159424	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.531592	
5% level	-2.905519	
10% level	-2.590262	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992Q2 2008Q4

Included observations: 67 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1))	-0.595520	0.115424	-5.159424	0.0000
C	0.209732	0.079092	2.651744	0.0100
R-squared	0.290545	Mean dependent var		0.033506
Adjusted R-squared	0.279631	S.D. dependent var		0.687974
S.E. of regression	0.583915	Akaike info criterion		1.791275
Sum squared resid	22.16222	Schwarz criterion		1.857087
Log likelihood	-58.00772	Hannan-Quinn criter.		1.817317
F-statistic	26.61965	Durbin-Watson stat		2.025319
Prob(F-statistic)	0.000003			

### Prueba de cointegración de Johansen

Sample (adjusted): 1993Q2 2008Q4  
Included observations: 63 after adjustments  
Trend assumption: Linear deterministic trend  
Series: SALDO DEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1, 4 to 4, 5 to 5

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.318925	26.43906	15.49471	0.0008
At most 1	0.034960	2.241881	3.841465	0.1343

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.318925	24.19718	14.26460	0.0010
At most 1	0.034960	2.241881	3.841465	0.1343

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DEUDA
-4.260280	0.114390
-0.395967	-0.213119

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	0.021873	-0.002255
D(DEUDA)	-0.096825	-0.093288

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      75.52913



Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DEUDA
1.000000	-0.026850
	(0.01030)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.093187
	(0.01963)
D(DEUDA)	0.412501
	(0.29792)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

Sample (adjusted): 1993Q2 2008Q4

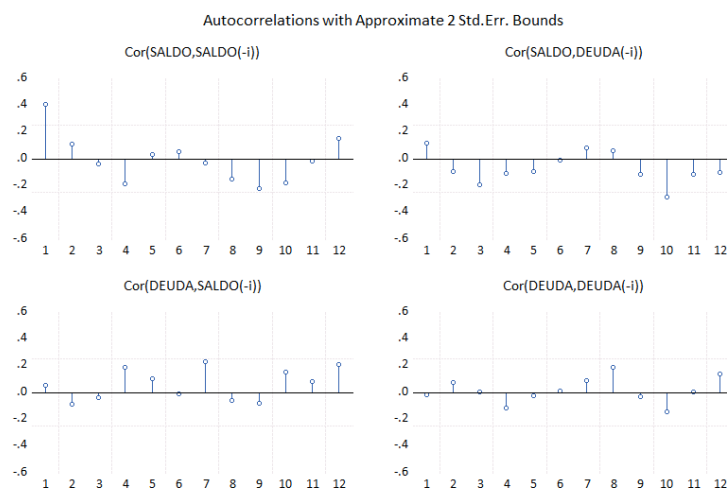
Included observations: 63 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DEUDA(-1)	-0.026850 (0.01030) [-2.60567]	
C	1.294517	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DEUDA)
CointEq1	-0.093187 (0.01963) [-4.74815]	0.412501 (0.29792) [ 1.38462]
D(SALDO(-1))	1.089858 (0.05643) [ 19.3136]	0.807957 (0.85659) [ 0.94322]
D(SALDO(-4))	-0.765618 (0.07487) [-10.2254]	-1.232766 (1.13658) [-1.08463]
D(SALDO(-5))	0.770141 (0.08200) [ 9.39228]	2.115650 (1.24470) [ 1.69972]
D(DEUDA(-1))	-0.013570 (0.00878) [-1.54526]	0.240669 (0.13330) [ 1.80543]
D(DEUDA(-4))	-0.012993 (0.00918) [-1.41492]	0.315337 (0.13939) [ 2.26222]
D(DEUDA(-5))	0.006023 (0.00954) [ 0.63127]	-0.139087 (0.14482) [-0.96041]
C	0.000960 (0.00570) [ 0.16832]	0.175186 (0.08654) [ 2.02444]

R-squared	0.923401	0.320841
Adj. R-squared	0.913653	0.234402
Sum sq. resids	0.073534	16.94412
S.E. equation	0.036565	0.555045
F-statistic	94.71850	3.711785
Log likelihood	123.3311	-48.02690
Akaike AIC	-3.661303	1.778632
Schwarz SC	-3.389159	2.050776
Mean dependent	-0.001784	0.306828
S.D. dependent	0.124433	0.634349
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.000409
Determinant resid covariance		0.000312
Log likelihood		75.52913
Akaike information criterion		-1.826322
Schwarz criterion		-1.213997
Number of coefficients		18

### Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 1991Q4 2008Q4

Included observations: 63

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	16.61288	4	0.0023	4.456958	(4, 104.0)	0.0023
2	3.326046	4	0.5048	0.836775	(4, 104.0)	0.5049
3	2.570173	4	0.6321	0.644277	(4, 104.0)	0.6321
4	17.14917	4	0.0018	4.612915	(4, 104.0)	0.0018
5	2.989200	4	0.5596	0.750820	(4, 104.0)	0.5597

Null  
hypothesis  
: No serial  
correlation  
at lags 1 to  
h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	16.61288	4	0.0023	4.456958	(4, 104.0)	0.0023
2	18.61581	8	0.0171	2.476236	(8, 100.0)	0.0171
3	19.57753	12	0.0755	1.711187	(12, 96.0)	0.0761
4	35.44557	16	0.0035	2.475474	(16, 92.0)	0.0036
5	36.61830	20	0.0130	2.018040	(20, 88.0)	0.0136

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

### 3.30 Nicaragua

#### Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.514276	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.598416	
5% level	-1.945525	
10% level	-1.613760	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1991Q3 2008Q4

Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.443011	0.098136	-4.514276	0.0000
R-squared	0.227613	Mean dependent var		-0.004814
Adjusted R-squared	0.227613	S.D. dependent var		0.215465
S.E. of regression	0.189363	Akaike info criterion		-0.476119
Sum squared resid	2.474225	Schwarz criterion		-0.443998
Log likelihood	17.66418	Hannan-Quinn criter.		-0.463361
Durbin-Watson stat	1.573482			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.250565	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.598907	
5% level	-1.945596	
10% level	-1.613719	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1991Q4 2008Q4

Included observations: 69 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(DEUDA(-1),2)	-1.000527	0.121268	-8.250565	0.0000
R-squared	0.500264	Mean dependent var		4.35E-05

Adjusted R-squared	0.500264	S.D. dependent var	0.859731
S.E. of regression	0.607761	Akaike info criterion	1.856317
Sum squared resid	25.11741	Schwarz criterion	1.888695
Log likelihood	-63.04294	Hannan-Quinn criter.	1.869163
Durbin-Watson stat	2.000001		

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1991Q4 2008Q4  
Included observations: 69 after adjustments  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.470121	52.50736	20.26184	0.0000
At most 1	0.118271	8.685051	9.164546	0.0616

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.470121	43.82231	15.89210	0.0000
At most 1	0.118271	8.685051	9.164546	0.0616

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
2.156899	-0.648692	0.727732
-0.685228	-1.079762	0.129592

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.120802	0.021925
D(DDEUDA)	0.159402	0.191457

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      -23.39952

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA	C
1.000000	-0.300752	0.337397
	(0.07426)	(0.06482)

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.260557 (0.03802)
D(DDEUDA)	0.343814 (0.15448)

### **Resultados de la estimación del VECM**

Vector Error Correction Estimates

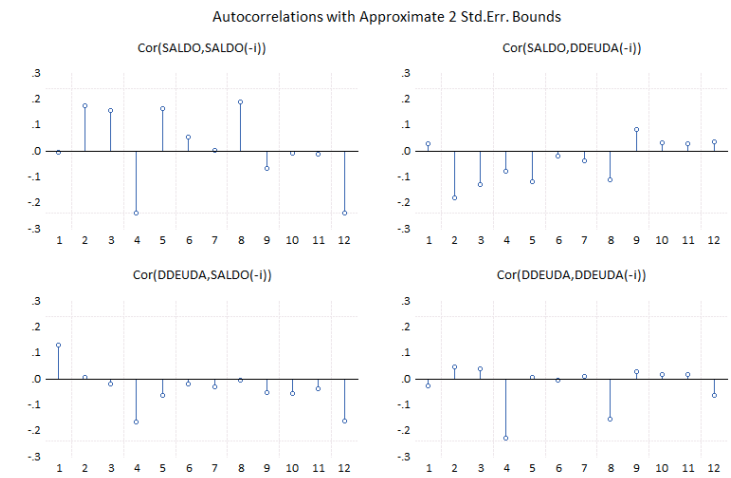
Sample (adjusted): 1991Q4 2008Q4

Included observations: 69 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.300752 (0.07426) [-4.05015]	
C	0.337397 (0.06482) [ 5.20490]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.260557 (0.03802) [-6.85229]	0.343814 (0.15448) [ 2.22557]
D(SALDO(-1))	0.532917 (0.07722) [ 6.90117]	0.028944 (0.31373) [ 0.09226]
D(DDEUDA(-1))	-0.025535 (0.02959) [-0.86294]	0.039425 (0.12022) [ 0.32795]
R-squared	0.603578	0.069799
Adj. R-squared	0.591565	0.041611
Sum sq. resids	1.415364	23.36121
S.E. equation	0.146441	0.594943
F-statistic	50.24456	2.476186
Log likelihood	36.18507	-60.54224
Akaike AIC	-0.961886	1.841804
Schwarz SC	-0.864751	1.938939
Mean dependent	-0.028565	0.006884
S.D. dependent	0.229140	0.607722
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.007383
Determinant resid covariance		0.006755
Log likelihood		-23.39952
Akaike information criterion		0.939117
Schwarz criterion		1.230522
Number of coefficients		9

Correlogramas de los residuos



Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1991Q1 2008Q4  
Included observations: 69

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.131245	4	0.0869	2.082769	(4, 126.0)	0.0869

Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	8.131245	4	0.0869	2.082769	(4, 126.0)	0.0869

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

## 1998q4-2008q4

*Prueba de raíz unitaria de Dickey-Fuller Aumentado*

Null Hypothesis: D(SALDO) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.179441	0.0022
Test critical values:		
1% level	-2.622585	
5% level	-1.949097	
10% level	-1.611824	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SALDO,2)

Method: Least Squares

Sample: 1998Q4 2008Q4

Included observations: 41

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(SALDO(-1))	-0.170643	0.053671	-3.179441	0.0029
D(SALDO(-1),2)	0.670697	0.119323	5.620842	0.0000
R-squared	0.470967	Mean dependent var		-0.002707
Adjusted R-squared	0.457402	S.D. dependent var		0.062101
S.E. of regression	0.045744	Akaike info criterion		-3.283951
Sum squared resid	0.081609	Schwarz criterion		-3.200362
Log likelihood	69.32100	Hannan-Quinn criter.		-3.253513
Durbin-Watson stat	2.129325			

Null Hypothesis: D(DEUDA,2) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.50576	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.627238	
5% level	-1.949856	
10% level	-1.611469	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DEUDA,3)

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1999Q3 2008Q4

Included observations: 38 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------



D(DEUDA(-1),2)	-1.558788	0.148375	-10.50576	0.0000
R-squared	0.748747	Mean dependent var	-0.055484	
Adjusted R-squared	0.748747	S.D. dependent var	2.068144	
S.E. of regression	1.036660	Akaike info criterion	2.935848	
Sum squared resid	39.76256	Schwarz criterion	2.978943	
Log likelihood	-54.78112	Hannan-Quinn criter.	2.951181	
Durbin-Watson stat	2.100775			

### *Prueba de cointegración de Johansen*

Sample (adjusted): 1999Q3 2008Q4

Included observations: 38 after adjustments

Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)

Series: SALDO DDEUDA

Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.436879	28.11881	20.26184	0.0034
At most 1	0.152707	6.296920	9.164546	0.1690

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.436879	21.82188	15.89210	0.0052
At most 1	0.152707	6.296920	9.164546	0.1690

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b\*S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
1.672846	-0.876594	0.597985
0.550068	1.099497	0.537675

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.038270	-0.003525
D(DDEUDA)	0.162585	-0.387649

1 Cointegrating Equation(s):                      Log likelihood                      10.20025

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA	C
1.000000	-0.524013	0.357465

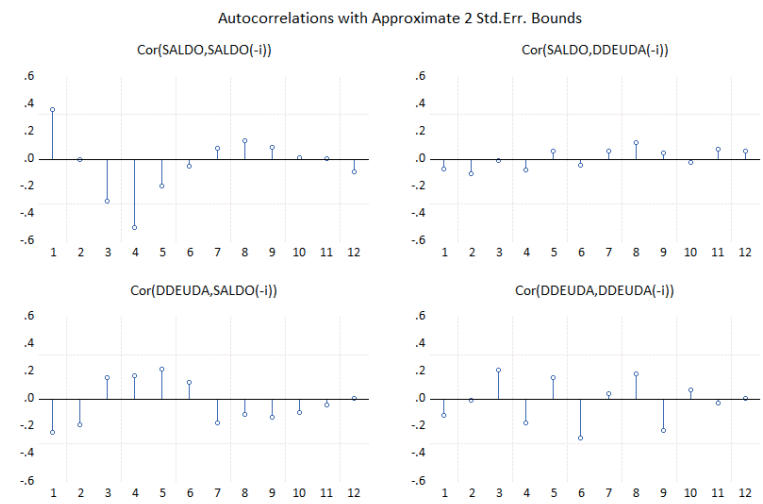
	(0.15215)	(0.11766)
Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(SALDO)	-0.064020	
	(0.01255)	
D(DDEUDA)	0.271979	
	(0.28531)	

### *Resultados de la estimación del VECM*

Vector Error Correction Estimates  
Sample (adjusted): 1999Q3 2008Q4  
Included observations: 38 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	
SALDO(-1)	1.000000	
DDEUDA(-1)	-0.524013	
	(0.15215)	
	[-3.44397]	
C	0.357465	
	(0.11766)	
	[ 3.03805]	
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
CointEq1	-0.064020	0.271979
	(0.01255)	(0.28531)
	[-5.10213]	[ 0.95326]
D(SALDO(-1))	0.890025	0.347531
	(0.05408)	(1.22959)
	[ 16.4589]	[ 0.28264]
D(DDEUDA(-1))	-0.017429	-0.480189
	(0.00752)	(0.17101)
	[-2.31751]	[-2.80799]
R-squared	0.896426	0.295691
Adj. R-squared	0.890508	0.255444
Sum sq. resids	0.074828	38.68888
S.E. equation	0.046238	1.051378
F-statistic	151.4616	7.347035
Log likelihood	64.45311	-54.26102
Akaike AIC	-3.234374	3.013738
Schwarz SC	-3.105091	3.143021
Mean dependent	0.004237	-0.043859
S.D. dependent	0.139736	1.218458
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.002362
Determinant resid covariance		0.002004
Log likelihood		10.20025
Akaike information criterion		-0.063171
Schwarz criterion		0.324678
Number of coefficients		9

Correlogramas de los residuos



Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests  
Sample: 1998Q4 2008Q4  
Included observations: 38

Null hypothesis : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	12.67603	4	0.0130	3.445284	(4, 64.0)	0.0130

Null hypothesis : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	12.67603	4	0.0130	3.445284	(4, 64.0)	0.0130

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

2002q1-2008q4

Prueba de cointegración de Johansen

Sample: 2002Q1 2008Q4  
Included observations: 32  
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)  
Series: SALDO DDEUDA  
Lags interval (in first differences): 1 to 1

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.427242	22.30943	20.26184	0.0258
At most 1	0.130535	4.476067	9.164546	0.3458

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.427242	17.83336	15.89210	0.0245
At most 1	0.130535	4.476067	9.164546	0.3458

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

\* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

\*\*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

#### Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11\*b=I):

SALDO	DDEUDA	C
1.620663	-0.857131	0.535151
0.464782	1.077669	0.498384

#### Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(SALDO)	-0.040241	-0.001400
D(DDEUDA)	0.099242	-0.351741

1 Cointegrating Equation(s):      Log likelihood      7.855339

#### Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

SALDO	DDEUDA	C
1.000000	-0.528877	0.330205
	(0.17147)	(0.13438)

#### Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

D(SALDO)	-0.065217
	(0.01407)
D(DDEUDA)	0.160838
	(0.29502)

#### Resultados de la estimación del VECM

Vector Error Correction Estimates

Sample: 2002Q1 2008Q4

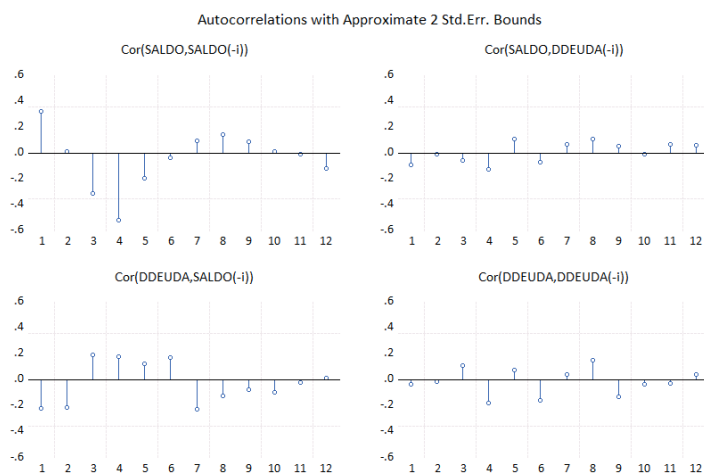
Included observations: 32

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1
SALDO(-1)	1.000000

DDEUDA(-1)	-0.528877 (0.17147) [-3.08445]	
C	0.330205 (0.13438) [ 2.45727]	
<hr/>		
Error Correction:	D(SALDO)	D(DDEUDA)
<hr/>		
CointEq1	-0.065217 (0.01407) [-4.63505]	0.160838 (0.29502) [ 0.54517]
D(SALDO(-1))	0.882636 (0.05911) [ 14.9331]	0.294608 (1.23933) [ 0.23772]
D(DDEUDA(-1))	-0.016538 (0.00872) [-1.89753]	-0.521541 (0.18274) [-2.85396]
<hr/>		
R-squared	0.899184	0.305593
Adj. R-squared	0.892231	0.257703
Sum sq. resids	0.069947	30.75234
S.E. equation	0.049112	1.029770
F-statistic	129.3257	6.381117
Log likelihood	52.60598	-44.76972
Akaike AIC	-3.100374	2.985607
Schwarz SC	-2.962961	3.123020
Mean dependent	0.004344	-0.049724
S.D. dependent	0.149602	1.195229
<hr/>		
Determinant resid covariance (dof adj.)		0.002555
Determinant resid covariance		0.002098
Log likelihood		7.855339
Akaike information criterion		0.071541
Schwarz criterion		0.483780
Number of coefficients		9
<hr/>		

## Correlogramas de los residuos



### Prueba LM de correlación de los residuos

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Sample: 2002Q1 2008Q4

Included observations: 32

---

---

Null hypothesis: : No serial correlation at lag h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.347406	4	0.1186	1.933091	(4, 52.0)	0.1188

---

---

---

---

Null hypothesis: : No serial correlation at lags 1 to h						
Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.347406	4	0.1186	1.933091	(4, 52.0)	0.1188

---

---

\*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.